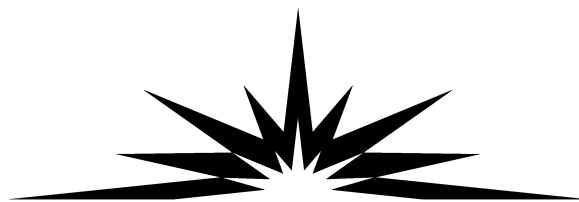


中国可持续能源项目

大卫与露茜尔·派克德基金会
威廉与佛洛拉·休利特基金会
能 源 基 金 会
项目资助号：G-1004-12267



实现中国电力行业低碳转型的政策支持

厦门大学
2011 年 2 月

目录

第一章 实现中国电力行业低碳转型的政策支持

——能源补贴研究.....	1
第一节 低碳经济转型下中国实施能源补贴的重要性.....	1
第二节 能源补贴的估算方法.....	3
1.2.1 价差法	4
1.2.2 价差法的方法论	5
第三节 中国能源补贴的估算.....	5
1.3.1 各种燃料终端价格和基准价格.....	6
1.3.2 中国各种能源需求的价格弹性.....	10
1.3.3 对中国能源补贴及其影响的估计	11
第四节 能源补贴利用的宏观经济影响.....	13
1.4.1 模型框架	14
1.4.2 模拟和结果	17
1.4.3 政策建议	20
本章参考文献:	22

第二章 实现中国电力行业低碳转型的政策支持

——主要用电行业研究	27
第一节 中国高耗能产业的差别电价政策.....	27
2.1.1 中国实行差别电价的政策背景.....	27
2.1.2 差别电价政策的理论基础	29
2.1.3 中国差别电价政策实施的实证效果评估.....	32
2.1.4 差别电价的相关政策建议	39
第二节 中国主要用电行业的节能潜力研究.....	40
2.2.1 节能潜力的定义	41
2.2.2 主要研究方法简介	41
2.2.3 中国钢铁行业的节能潜力研究.....	44
2.2.4 中国化工行业的节能潜力研究.....	58

本章参考文献:	77
第三章 中国居民电价改革——基于阶梯电价设计	85
第一节 中国居民电力需求及价格	85
3.1.1 中国居民电力消费的基本情况	85
3.1.2 中国居民用电价格的基本情况	88
第二节 居民电力需求的收入和价格弹性的实证研究	89
3.2.1 模型介绍	89
3.2.2 实证研究	91
第三节 基于拉姆齐定价法则的居民阶梯电价	102
3.3.1 拉姆齐定价与非线性定价	102
3.3.2 阶梯电价与居民效用曲线	103
3.3.3 中国居民阶梯电价方案设计	105
第四节 结论与政策建议	109
本章参考文献:	110
第四章 实现中国电力行业低碳转型的政策支持——煤电联动政策	114
第一节 低碳经济转型下中国实施煤电联动的重要性	114
第二节 文献综述	115
第三节 煤电联动对电价的影响	116
第四节 电价调整对中国经济与节能减排的影响——基于 CGE 模型	119
4.4.1 模型构建	120
4.4.2 数据来源说明及处理	124
4.4.3 模拟结果	125
第五节 结论与政策建议	129
4.5.1 结论	129
4.5.2 政策建议	130
本章参考文献:	131
第五章 反弹效应对中国低碳转型的影响及政策选择	133
第一节 反弹效应对中国低碳转型的影响	133
第二节 直接与间接反弹效应的理论阐述	134

5.2.1 反弹效应的文献综述	134
5.2.2 直接反弹效应和间接反弹效应的理论阐述.....	136
5.2.3 直接效应和间接效应的理论推导.....	138
第三节 实证分析.....	140
5.3.1 数据	140
5.3.2 有关家庭需求的计量经济模型.....	142
5.3.3 实证分析结果	144
第四节 模拟分析.....	146
5.4.1 模拟方法	146
5.4.2 模拟结果	148
第五节 结论与政策建议.....	149
本章参考文献:	151
附录 A.....	153
附录 B.....	155

第一章 实现中国电力行业低碳转型的政策支持

——能源补贴研究

第一节 低碳经济转型下中国实施能源补贴的重要性

中国经济的快速增长导致了能源需求的快速增长，引致出如何有效地利用稀缺的不可再生能源这个复杂的问题。吴利学（2009）指出能源价格的提高能大幅提高能源效率。因此，能源价格机制是能源改革的核心，而在能源价格的改革中，能源补贴又是能源价格一个很重要的决定要素。对于能源补贴没有一个统一的概念，狭义的能源补贴就是指由政府直接对能源生产者或消费者进行现金的支付。广义的能源补贴是指任何使消费者接受的价格低于市场价格，或者生产者接受的价格高于市场价格，或者采取降低消费者和生产者成本的措施。（OECD，1998；IEA，1999）。在中国，能源补贴主要是由于政府人为地将价格控制在生产经济成本以下。¹

通常认为能源补贴合理性包括如下几方面：弥补由于能源外部性导致的市场失灵；在国际竞争中保护国内特定行业；避免潜在的失业；更多地为特定的社会群体提供现代能源服务（UNEP/IEA，2002）。因此，能源补贴是政府、尤其是发展中国家政府宏观经济发展政策的一方面，如社会和环境目标以及内生性由外部性引起的福利损失。例如，在1994-1998年间，捷克的能源补贴达到70亿美元，其中80.3%用于化石燃料补贴；在印尼，2002年对煤油、柴油、汽油和重燃料油的净补贴达到40亿美元；在伊朗，2000年对能源的补贴高达156亿美元。油气和电力是主要补贴的能源，每种补贴超过了总补贴的1/4（UNEP，2003）。

考虑到经济转型导致的不可避免的社会不平等（从发展中国家向发达国家的转型，对于中国，从计划机制向市场机制的转型），转型阶段中补贴的理由更充分，有时候是必须的（考虑到能源在生产和消费中的重要作用）。然而，由于实

¹ 由于本文主要针对电力行业战略调整以实现其低碳转型进行研究，因此所讨论的能源补贴主要是化石燃料补贴和电力补贴，不包括可再生能源补贴。

际中许多能源补贴的僵硬，以及制度和政策障碍，能源补贴通常都是不成功的。事实上，从全局来看能源补贴已经阻碍了中国能源价格改革的进程。¹为了设计更合理的补贴机制，有必要更深入地理解中国能源补贴结构和角色。

能源补贴的形式多样，具体形式的选择取决于如补贴成本，交易和管理费用，以及补贴对不同社会群体的影响等众多因素。不同形式的能源补贴的影响也不同。一些补贴直接影响成本或价格，如拨款或税收抵免；另一些影响则较为间接，如政府资助技术研发或对能源基础设施进行直接投资。政府在作出补贴决策时，通常会将多种权衡要素考虑进去，包括制定项目的成本，交易以及管理成本，以及补贴措施给不同群体带来的各种财务和社会成本。出于政策和其它原因，政府常常偏好非财政补贴（UNEP/IEA，2002）。事实上，由于财政补贴常常出于特定利益团体的目的，利益问题使得财政补贴复杂化。

中国的能源补贴扭曲了市场价格信号，导致了更多的能源消费和生产，并阻碍了清洁能源的发展。中国大部分能源补贴是通过降低终端能源价格实现，这将导致更多的能源消费以及减少对节能的激励。例如，中国居民电费远低于实际供应成本，导致了较低的能源使用效率。同样的，对国有石油企业的生产补贴也促进了石油消费。政府对电煤价格的控制导致了煤电装机容量的快速扩张。中国以前的能源补贴导致了无效的能源生产和消费路径，高耗能行业扩张和这些行业的低效已经证实了这点，这将引起排放锁定效应。

由于目前中国面临着能源稀缺和二氧化碳排放的挑战，能源补贴作为一个较为严峻的问题，应该引起政府的重视。政府对能源价格的控制就意味着能源补贴。而能源补贴改革必将有其经济、社会和环境意义。不同的补贴类型将产生不同的改革效果，而且对不同的群体（包括生产者与消费者）的影响也不同。中国的能源结构以煤为主，其能源补贴主要用于化石燃料补贴，这些补贴增加了能源消费，同时降低了能源效率，加剧了环境污染，从而导致社会福利的损失。即使有的补贴是合理的，不合理的补贴机制也导致了结果与最初的目标相悖，即不能增加甚至不能维持社会福利水平。而且，在中国市场化改革中，能源补贴改革是势在必行的。

显然，中国政府已经意识到能源补贴的负面影响，并有意愿将能源补贴改

¹ 在中国，补贴与交叉补贴的现象非常严重。例如，城乡电力同价、工业用电价格高于居民用电，甚至于，国内汽油售价经常低于供应成本。

革作为能源价格改革的一部分来推行。例如，政府在 2009 年初已经对石油定价机制进行了改革；最近，政府又开始考虑对天然气价格、居民电价进行改革，实行阶梯定价策略。本文将对中国能源补贴的规模及效果进行初步的研究。

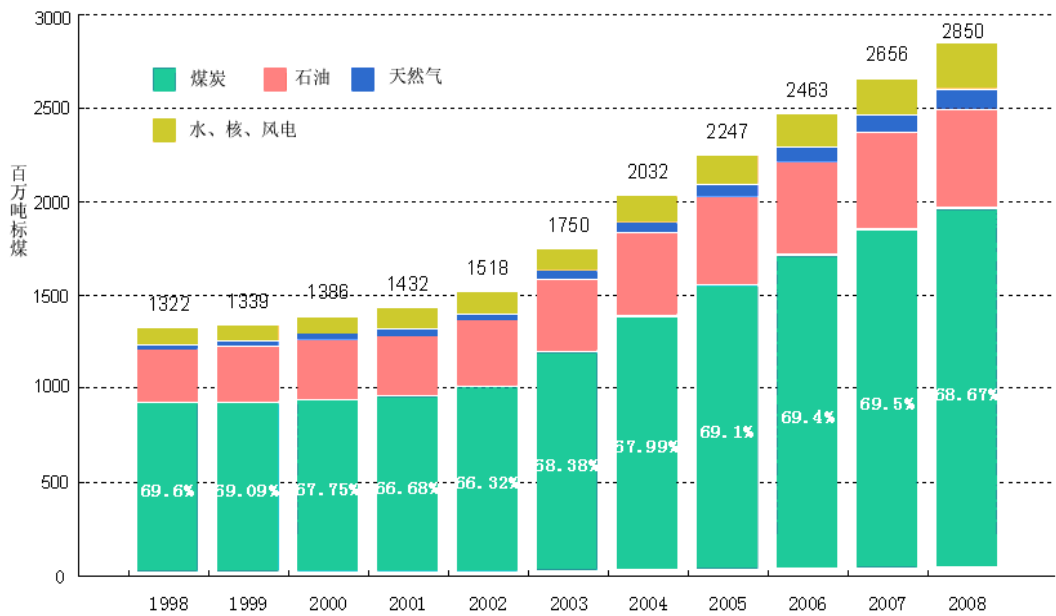


图1-1-1 中国能源消费和结构

数据来源：中国统计年鉴2009。

正如所有发展中国家，中国政府面临着能源效率和能源价格间的艰难选择。为了维持低能源价格，从而支持经济增长和社会稳定，政府通常通过各种行政管理手段干预能源市场，如控制能源价格，尤其是电价，而这些都导致了巨额的能源补贴。

能源补贴在中国主要通过提高现代能源服务的可及性，来减少能源贫困并支撑经济发展。因此，应该在一定的背景下分析能源补贴改革，包括能源补贴与中国可持续发展、经济增长、减贫和环境保护的关系。中国目前的能源补贴是和中国的资源禀赋、经济发展阶段和发展目标相关的。特别地，和能源价格、能源结构和能源行业改革等挑战紧密相关。所以，中国的能源补贴分析应该基于本国的实际情况。量化中国的能源补贴规模，分析补贴改革的短期和长期影响是解决这些问题的一个开始，也是本文主要的研究目的。

第二节 能源补贴的估算方法

1.2.1 价差法

估计能源补贴，首先是对分析方法的选择。补贴的估算方法主要包括：有补助效率法（The effective rate of assistance, ERA），其估计了所有影响价格的直接的和间接的行为；生产者补贴均衡法（Producer subsidy equivalent, PSE），该方法由 OECD 组织开发，将对被补贴者的补贴额度作为补贴效果的衡量标准；价差法（The Price-Gap Approach），主要关注对终端能源消费的补贴，并计算了国际能源价格与国内（补贴后）终端消费价格之间的价差。

ERA 虽然从理论上包括了所有的补贴，但由于其对数据的要求较高，这些数据通常难以获得，所以实际估计较难；而 PSE 虽然能够估计一段时期内补贴效果的大小，但却无法研究能源补贴对经济消费、二氧化碳排放和能源安全等的影响。本文选择价差法（The Price-Gap Approach）估计中国的能源补贴。首先，基于其概念以及分析的便利性，价差法是目前接受和使用范围最广的估算方法。其次，中国的大部分补贴都是消费者补贴。

价差法的理论框架由 Corden（1957）建立，其基本思想是对消费者的补贴降低了能源产品的终端价格，因此导致了比没有补贴时更多的消费。McCrone（1962）将其简单地运用于英国 1962 年的农业补贴。、OECD（1998）采用价差法，分析了化石燃料对环境的影响。IEA（1999，2008）和 Coady 等（2010）采取价差法估计了能源补贴的数额——证实这种方法的可行性。

但价差法也存在局限性：第一，价差法只能计算对终端能源消费价格的补贴第二，价差法的计算需要国际基准价格、国内税金以及运输费用的精确数据，得到这些数据可能存在一定困难。第三，正如在我们的研究中一样，价差法的估算仅限于补贴的静态影响，它比较了给定情形下有与没有能源补贴的影响，而假定其他的保持不变。但事实上，如果取消能源补贴，经济中的很多因素都会随之发生改变的。可以肯定的是，取消能源补贴的动态影响可能会比静态的影响更大。价差法的局限性说明：我们的研究可能是低估而不是高估了能源补贴（IEA，1999）。因此我们的结果可以看作是能源补贴成本的下限。

1.2.2 价差法的方法论

首先，确定终端使用价格¹和基准价格²，计算价差 PG：

$$PG = \text{基准价格} - \text{终端消费价格} \quad (1-2-1)$$

其次，计算价差对能源需求的影响。

取消能源价格补贴的影响取决于需求函数的形式。根据 IEA（1999），我们采用的需求函数是不变弹性需求函数。使用该函数的优势在于需求弹性取值在一个可能的区间能基本保持不变，且系数能够依据有限的数据进行估计。

函数的表达式为：

$$q = p^{\varepsilon} \quad (1-2-2)$$

由上式可得：

$$\ln Q_1 = \varepsilon \times (\ln P_1 - \ln P_0) + \ln Q_0 \quad (1-2-3)$$

对能源需求的影响可表示为：

$$\Delta q = Q_0 - Q_1 \quad (1-2-4)$$

Δq 表示取消能源补贴减少的能源需求； ε 表示长期需求价格弹性； P_0 和 Q_0 分别表示在取消价差前的能源价格和需求量； P_1 和 Q_1 分别表示取消价差后的能源价格和需求量。

然后，估算对二氧化碳排放的影响：

$$\Delta CO_2 = \sum_i \Delta q_i \times CO_2 EF_i \quad (1-2-5)$$

其中， ΔCO_2 表示二氧化碳排放的减少； i 表示第 i 种燃料； $CO_2 EF_i$ 表示第 i 种燃料的二氧化碳排放系数。

第三节 中国能源补贴的估算

¹ 终端消费价格就是能源消费者实际支付的价格。所有的税收、费用、罚款以及折扣、减免等都计入其中。本文以本币计算。

² 基准价格就是没有价格补贴时的有效价格。它反映的是国际竞争市场的商品交易价格或者长期边际生产成本（LRMC）。

1.3.1 各种燃料终端价格和基准价格

一、煤炭

中国的能源消费以煤为主（图 1-1-1），2007 年中国煤炭消费为 25.8 亿吨，占总能源消费的 69.5%。在煤炭消费中，75%用于中间消费，25%用于终端消费。在中间消费中，发电用煤占 66.9%，炼焦用煤占 21.3%，加热用煤占 7.9%。终端消费中，工业占 78%¹。发电消费了一半以上的煤炭，其次是工业，约占 44.58%（图 1-3-1）。

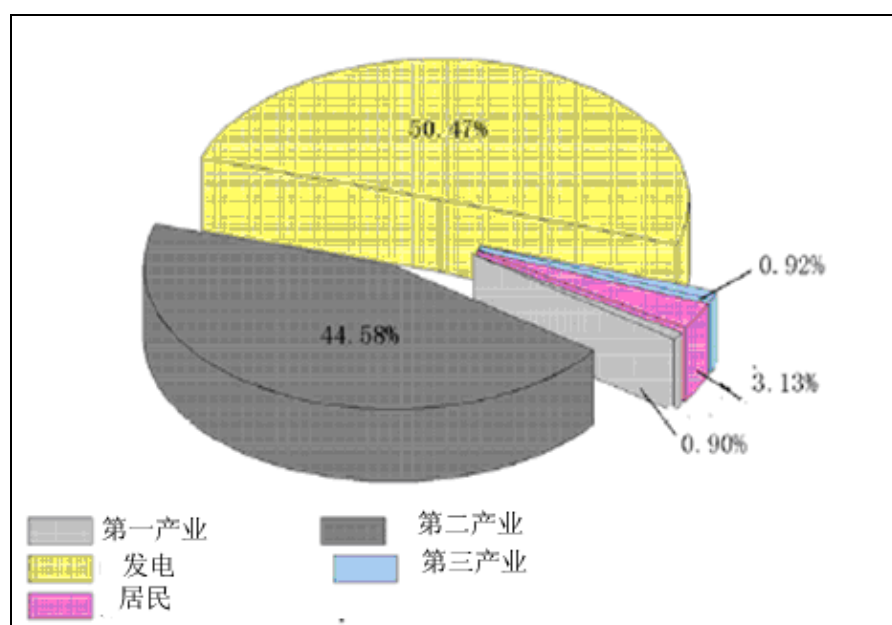


图1-3-1 2007年煤炭消费结构

注：第二产业不包括发电。

数据来源：中国统计年鉴2009。

由于煤炭在能源结构中的主导地位，煤炭对中国经济有重要影响。在近 30 年的煤炭价格改革中，中国煤炭基本实现了市场化。相比其他能源产品，煤炭价格的变化和煤炭供需变化联系紧密。然而，为了维持低电价，电力价格一直处于政府管制下，因此电煤的价格依然受政府干预，通过对国有煤炭企业的行政说服，以及更重要的对运输能力的配置。运费在煤炭价格中站相当大的比例

¹ 资料来源：《中国统计年鉴2009》，国家统计局。

(有时达到 25%),这也是由政府控制的。因此,电煤定价机制虽然经历了几次改革,但仍没有实现市场化。

秦皇岛港作为我国最大的煤炭中转港口、北煤南运的主要通道的“主枢纽港”,其煤炭运输量占全国煤炭运输总量的 40%以上。同时作为国内煤炭专线大秦铁路的终端口,秦皇岛地区的煤炭价格很大程度上能够反映全国的煤炭交易价格并被看作是具有代表性的煤炭基准价格。在煤炭中,用于发电的主要是动力煤,秦皇岛煤炭市场上共有 5 种动力煤,不同含硫量和灰分的煤炭价格不同,但由于数据的限制,本文只估计了动力煤的平均价格。根据煤炭工业协会的统计数据,2007 年,秦皇岛动力煤的平仓价为 426.41 元/吨,¹全国电煤的平仓价为 385.66 元/吨。

秦皇岛煤炭运输的主要航线有:秦皇岛-广州、秦皇岛-上海和秦皇岛-宁波。根据中国煤炭运输和销售协会的统计,2007 年,平均运输费为 94.6 元/吨²。因此,国内动力煤的基准价格为 521.01 元/吨,终端消费价格为 480.26 元/吨。

对于进口部分的煤炭,由于五大电力公司直接从国际市场进口煤炭,因此我们认为对进口煤炭没有补贴。

二、成品油

本文所讨论的成品油包括汽油、柴油和燃料油³。由于数据的限制,在计算中,我们假定:不同部门接受的最终消费价格都是由国家发改委制定的零售价格(表1-3-1)。对于消费量中的进口部分,基准价格等于进口价格+税费+运输费(即到岸完税价⁴+运输费);对于消费量中的国内生产部分,原则上是参考出口价格。但我们发现,中国的汽油和柴油的出口价格甚至还低于国家发改委制定的消费价格。因此我们有理由相信:中国为了增加其出口产品在国际市场的竞争力,对出口部分也进行了补贴。因此选择国际市场价格作为参考基础更合理,参考价格等

¹ 数据来自国务院发展研究中心网站的月度数据。数据源:
<http://www.drcnet.com.cn/DRCNet.Channel.Web/Calling/index.aspx?version=Integrated>.

² CCTS 报告的数据是各个航线的月度价格数据,本文取它们的平均值作为运输价格。

³ 本文没有计算煤油,一方面是因为煤油消费的品种多,价格差异大;另一方面煤油的消费相对较小。

⁴ 到岸完税价={[(油价+运输保险费)×吨桶比×汇率×(1+关税税率)+消费税额]×(1+增值税率)+吨油港口费}÷品质比率。运输保险费为1.5美元/桶,吨油港口费为21.4元/桶,汽油的吨桶比为8.51,燃料油的吨桶比为6.38,柴油的吨桶比为7.31。汽油、燃料油和柴油的关税税率分别为2%、3%和2%。增值税税率都为17%。为了便于计算,文章假设汽油、煤油以及燃料油的品质比率为1;1美元折合人民币7.604元。

于国际市场价格+税费+运输费。

2007年，国际汽油的平均价格为86.42美元/桶，折合为735.43美元/吨；平均进口价格为787.70美元/吨。国际柴油的平均价格为84.45美元/桶，折合为617.66美元/吨；平均进口价格为757.10美元/吨。国际燃料油的平均价格为53.08美元/桶，折合为338.89美元/吨¹；平均进口价格为374.80美元/吨。

三、天然气

由于历史原因，中国的天然气定价一直都不清楚。目前，中国天然气多采用成本加成法，天然气价格由政府管制。天然气的最终价格由出厂价、管输价和城市配气价组成。出厂价是全国统一价，由政府制定。管输价和城市配气价对于不同的气田，不同的管线长度，不同的城市分布特征，有时甚至也会因为不同消费群体的收入水平或者处于不同地区，而产生不同的价格。

由于中国政府控制出厂价，因此基于本国的价格数据无法估计出合理的基准价格。本文选择的是美国 Henry Hub 的价格作为国内生产的基准成本，2007年，为 6.95 美元/百万英热，折合 1.89 元/立方米²。目前国内对天然气的终端消费价格主要分为三类：民用、工业和公共事业。我们将根据分类分别计算。由于天然气价格各省的差异较大，我们选择全国 36 个城市的平均水平作为计算依据。2007 年，全国民用天然气的平均价格为 2.15 元/立方米。工业用天然气平均价格为 2.47 元/立方米；公共事业用天然气平均价格为 2.09 元/立方米。³

四、电力

中国经济的快速增长导致了电力需求的急剧增加。2007 年，中国电力消费达到 32711.8 亿千瓦时，其中工业电力消费占 75%，居民生活占 11%，农业占 3%，交通占 2%，建筑业占 1%，其他行业占 5%。⁴

中国目前正处于工业化和城市化发展进程，稳定和充足的电力供给对经济

¹ 国际市场价格的数据来自 Platt's Oilgram, Reuters。汽油是指 US Gulf 的 Reg. Unl. 87 汽油；柴油是指 US Gulf 的 0.2 的含硫柴油；燃料油是指 US Gulf 的 3% 的含硫燃料油。进口数据来自中国海关的统计。

² 数据来源：BP statistical review full report workbook 2008。

³ 备注：本文根据中经网经济统计数据库的天然气 12 个月的月度数据计算年度价格。

⁴ 数据来源：2009 年中国统计年鉴。

发展至关重要。因此在中国电价是一个很敏感的问题，并完全由行政制定。中国的电价有两个特点：第一，中国的整体电价水平低于发电成本，同时也低于发达国家水平；第二，工业电价高于居民电价，存在较大的交叉补贴。这是由于，政府为了保证经济增长，提高商品的国际竞争力和其他经济社会目标，将电价维持在一个较低的水平。根据 2007 年电价执行情况监管报告，2007 年全国平均居民生活用电电价为 470.88 元/千千瓦时，大工业用电电价为 514.18 元/千千瓦时，商业用电电价为 851.79 元/千千瓦时。亚洲开发银行（2003）估计了中国发电长期边际成本，本文采用 CPI 对此进行调整。

根据上文的分析，我们可以得到各种燃料的基准价格和终端消费价格，见下表：

表 1-3-1 2007 年中国各种燃料的价格

	终端消费价格	国内的基准价格	进口的基准价格
煤炭 元/吨			
电煤	480.26	521.01	-
汽油 元/吨			
工业	6478.44	7593.30	8219.85
交通	6478.44	7904.26	8530.81
居民	6478.44	8111.57	8738.12
柴油 元/吨			
工业	5693.87	6270.46	7667.09
交通	5693.87	6543.76	7940.40
居民	5693.87	6725.97	8112.60
燃料油 元/吨			
工业	3425.21	3517.37	3958.29
交通	3425.21	3681.78	4122.70
天然气 元/立方米			
工业	2.47	3.10	3.65
居民	2.15	3.10	3.65

公共事业	2.09	3.10	3.65
电力 元/千千瓦时			
居民	470.88	1030.67	-
大工业	514.18	483.39	-
商业	851.79	606.23	
农业	401.80	576.14	-
非普工业	692.83	541.56	-

注：表中的“工业”项不包括发电。“-”表示没有进口。

1.3.2 中国各种能源需求的价格弹性

由于数据的限制，我们无法计算各能源产品的交叉价格弹性，因此忽略各种能源产品间的交叉价格弹性。Qi 等 (2009) 估计中国工业和居民的电力需求的价格弹性分别为-0.60 和-0.16。在本文工业和居民的弹性采用这一估计结果。林伯强等 (2007)估计中国煤炭的价格弹性为 -0.26。Espey (1998) 发现汽油的短期价格弹性为-0.26, 长期弹性为 -0.58. Brons 等(2008) 研究表明汽油短期和长期的弹性分别为-0.34 和-0.84。虽然有许多关于燃料价格弹性的研究，但很少有针对性针对特定行业能源价格弹性的估计。本文采用计量模型，分别估计了各行业对各种能源需求的价格弹性¹，结果见下表：

表 1-3-2 能源需求的价格弹性

	需求的价格弹性		需求的价格弹性
煤炭		天然气	
发电	-0.529	居民	-0.310
成品油		工业	-0.584
居民	-0.230	电力	
交通	-0.269	居民	-0.158

¹ 由于篇幅限制和估计的参数较多，本文仅列出了各燃料消费价格弹性的结果。计量模型的因变量都是燃料的消费量，自变量是影响消费量的因素，除了价格以外，不同用途的燃料其影响因素不同。如在交通用油中，就要考虑汽车保有量。在发电用煤中，考虑了发电量；在居民电力消费中，需要考虑居民的可支配收入。

工业	-0.193	工业	-0.600
----	--------	----	--------

注：表中仅列出了消费量所占比例较大的几个部类。

1.3.3 对中国能源补贴及其影响的估计

根据表 1-3-1 的结果，运用价差法就可以估计出中国能源补贴规模。根据表 1-3-2 和 1.2.2 中的需求函数，我们估算了在消除价格差之后的能源消费量，并计算出能源补贴取消前后的 CO₂ 排放量。由此可以计算出取消补贴后的能源消费及二氧化碳排放的减少量。结果见下表：

表 1-3-3 2007 年中国能源补贴及其对排放的影响

	补贴量 (亿元)	占总补贴 比例 (%)	占 GDP 比例 (%)	取消补贴减少的 能源需求	减少的能 耗(百万吨 标煤)	减少的 CO ₂ 排放(百万 吨)
煤炭	532.0	14.93	0.21	54.00 (Mt)	38.57	100.45
汽油	772.6	21.67	0.31	2.61 (Mt)	3.84	8.24
柴油	945.9	26.54	0.38	3.86 (Mt)	5.62	12.08
燃料油	171.8	4.82	0.07	1.37 (Mt)	1.96	4.21
天然气	487.4	13.67	0.20	8.31 (bm ³)	11.05	17.37
电力	654.6	18.37	0.26	47.03 (GWh)	5.78	30.67
合计	3564.3	100.00	1.43	-	66.82	173.02

注：1 吨原煤=0.7143 吨标准煤；1 吨汽油=1.4714 吨标准煤；1 吨柴油=1.4571 吨标准煤；1 吨燃料油=1.4286 吨标准煤；1 立方米天然气=1.33 千克标准煤；1 千瓦时电力=0.1229 千克标准煤；2007 年，中国的平均供电煤耗为 357g/kwh。我们假定由低电价导致的过度消耗由燃煤火电机组产生。

通过表 1-3-3 可以看出，2007 年中国对消费侧的能源补贴高达 3564.3 亿元，约占当年 GDP 的 1.43%。IEA（2008）年估计 2007 年中国的能源补贴为 3000 亿元。本文的估计略大于 IEA 的估计，主要差异在于对煤炭定价机制的观点的差异引起的煤炭补贴估计的不同。而且两者在选择基准价格和最终消费价格上也有不同。

从补贴的燃料类型来看，对成品油的补贴最多，达到1890.30亿元，占总补

贴的53.03%，当年GDP的0.76%。这主要是因为：第一，中国的成品油价格由国家发改委管制，2007年国际油价持续增长，但国内油价的上调却相对滞后。第二，中国的成品油消费增长迅速，尤其是交通部门。电力部门获得的净补贴达到654.6亿元，居第二，约占总补贴的18.37%，占当年GDP的0.26%。对煤炭的补贴达到532亿元，占总补贴的比例为14.93%，占GDP的0.21%。煤炭补贴是由对电煤价格的控制和电力行业消费绝大部分煤炭引起的。2007年，发电用煤为13.4亿吨，占全部煤炭消费的一半以上。直到最近，虽然煤炭价格已基本实现市场化，但由于政府通过协商和管制运输能力，电煤价格仍不能完全反应市场价格。对天然气的补贴为487.4亿元，约占GDP的0.2%。目前，中国政府已经开始对天然气的价格改革¹，未来天然气的补贴将会下降。由于价格弹性为负，取消补贴将引起能源价格的上升。如果全部取消补贴，能源需求将减少66.82百万吨标煤（约占总能源消费的2.52%），从而减少二氧化碳排放。假定不考虑能源替代，取消能源补贴将减少二氧化碳排放173.02 万吨，约占总排放的2.57%。

根据 IEA (1999)的估计，取消补贴能源消费将减少 9.41%，二氧化碳排放将下降 13.4%。通过将我们的研究结果与 IEA 所得到结果比较发现，从绝对量来看，虽然中国的能源补贴规模在 10 年间大幅增加，但在 GDP 中所占的比例却变小了，因此取消能源补贴的节能减排效果小于 IEA 的估计。这说明中国的能源定价机制是在逐渐改善。

我们还可以计算出各种燃料对各部门的补贴值。具体见下表：

表 1-3-4 2007 年各种燃料对各行业的补贴 单位：亿元

	工业（不含发电）	发电	交通	其他	居民
煤炭	0.0	532.0	0.0	0.0	0.0
汽油	64.1	0.0	442.8	194.8	70.9
柴油	88.9	20.1	590.6	224.7	21.6
燃料油	75.8	27.2	66.8	2.0	0.0
天然气	343.4	0.0	10.9	35.7	97.4
电力	-783.0	-	-	-478.7	1916.3

¹ 根据国家发改委《关于调整天然气管道运输价格的通知》，自 4 月 25 日起，国家统一运价标准的天然气管输价，每立方米提高 0.08 元。

合计	-210.8	579.3	1111.1	-21.5	2106.2
----	--------	-------	--------	-------	--------

注：考虑到电煤价格的特殊性，本文将电力生产部门从工业部门中分离出来单独计算；“-”表示没有此项消费为零或数据不可得。

从对各部门的能源补贴来看，居民部门获得的补贴最多，其中90%以上都是通过对电力消费的补贴。考虑到贫困居民的支付能力，居民部门的电价远低于其供给成本。其次是交通部门，获得的补贴几乎都来自成品油的消费。电力部门获得的补贴为579.3亿元，主要是对燃煤发电的补贴。中国的煤电约占总发电量的80%。由于电力消费中的交叉补贴（工业和商业电价高于长期边际成本，居民电价低于长期边际成本）工业（不包括发电）和商业部门的净补贴为负。

值得注意的是，中国五大发电公司的损失主要是由于低电价导致的。煤炭价格持续上升，但考虑到通胀、竞争力和金融危机后的经济恢复等政府关注的问题，由政府管制的电价却不能及时调整。也就是说，发电公司的损失是政府维持低电价的结果，换言之，由于电价低于其供给成本，对发电公司的煤炭补贴就直接传导给了消费者。2007年，五大发电公司的利润为313亿元，然而到2008年，由于煤炭价格的迅速上涨，五大发电公司利润变负，为-323 亿元。¹

第四节 能源补贴利用的宏观经济影响

根据前文的分析，2007年中国的能源补贴占当年GDP的1.43%。能源补贴在增加财政负担的同时，还导致了过度的能源消费，从而导致温室气体排放的增加。2006年，中国成为世界二氧化碳排放最多的国家，2007年，中国的二氧化碳排放占世界总排放的24.3%，排放增量占世界增量的60%。二氧化碳排放引起的全球气候变化已经威胁到可持续发展的影响，成为世界关注的焦点，中国面临着减排的巨大压力。因此中国能源补贴的改革已经刻不容缓。但在考虑必要的能源补贴改革之前，对能源补贴改革可能引起的宏观经济影响的分析很重要。由本文以下部分将通过构建中国能源环境可计算一般均衡模型（CGE），模拟分析取消能源补贴改革的宏观经济影响。

¹ 数据来源：中国电力年度监管报告 2007，2008。

1.4.1 模型框架

CGE 模型以Arrow-Debreu 的一般均衡理论为基础,明确定义了经济主体的生产函数和需求函数,能够反映多部门、多市场之间的相互依赖和相互作用关系,因此CGE模型能够揭示比局部均衡模型或宏观计量经济模型更广泛的经济联系。

一、社会核算矩阵 (SAM)

社会核算矩阵 (Social Accounting Matrix, SAM) 是构建CGE模型的数据基础。它是在投入产出表 (Input-output (I/O) Table) 的基础上,结合国民收入和生产账户等资料,通过加入机构 (家庭、企业和政府) 等账户扩展而成的,反映一定时期 (通常为一年) 内经济系统交易流向。社会核算矩阵是一个方阵,所有方阵中的主体既是买家也是卖家。账户的行表示收入,列表示支出。根据复式记账原则,每个账户的收入必须等于支出,即行和与列和相等。对于每一个行为主体,每个部门行向量中各元素之和 (总收入) 等于相应列向量中各元素之和 (总支出)。基本的SAM包含六个账户: 活动账户、商品账户、要素账户、机构账户、资本账户和国外账户。活动账户反映了厂商的生产行为,商品帐户反映了国内商品市场的交易行为,要素账户反映各种生产要素的流向,机构账户共同反映国内社会机构之间的往来,资本账户反映资本市场的变动情况,国外账户反映了一国与世界其它地区的经济往来。

为了在SAM中反映能源、环境和经济之间的相互作用,就必须对传统的SAM进行扩展,详细划分能源部门,并引入环境反馈因素。笔者借鉴Xie和Saltzman (2000) 对污染物减排的处理方式,构建了中国的能源环境SAM。与传统SAM不同的是,能源环境SAM将企业的减排行为视为一种活动。因此活动账户包括两个子账户: 生产账户和减排账户。污染物减排部门生产污染物清洁服务,它作为一种中间投入被其它生产部门购入。商品账户就包括一般商品账户和清洁服务账户。

模型以中国2002年42部门的投入产出表为基础,将42个部门合并整理成农业、轻工业、重工业、建筑业、服务业、煤炭、石油与天然气、燃煤电力、燃油燃气电力、水电、核电、可再生能源电力、二氧化硫减排、污水减排和固体废弃

物减排15个部门。假设每个活动生产单一商品，因此，商品账户与活动账户相同。要素账户包括资本账户和劳动账户。机构账户包括家庭账户、企业账户和政府账户。¹

由于数据来源不同，加上可能存在的统计误差，所编制的能源环境SAM初始表并不平衡。本文采用跨熵方法（Cross-Entropy Method, CEM）对SAM进行平衡。跨熵法来源于Shannon（1948）的信息理论，Jaynes（1957）首次将其用于统计推论。构建SAM所需的数据基础，主要来自2003年的《中国统计年鉴》、《中国金融年鉴》、《中国环境年鉴》、《中国能源统计年鉴》。

二、CGE 模型²

基于SAM，将能源和环境纳入模型，构建的中国能源环境CGE。煤炭、石油天然气和电力是经济中的能源生产部门，各部门的生产活动由“能源投入”、“其它中间投入”、“劳动”、“资本”和“减排”五种投入构成，形成国内总产出。引入CGE模型的减排活动是生产部门的一个衍生。由于国内生产的商品和进口商品具有不完全替代性，本文采用阿明顿总供给来反映这种性质。模型结构如图1-4-1：

¹ 林伯强、何晓萍（2008）采用该SAM。

² 由于篇幅限制，本文仅列出了模型的结构。

二氧化碳排放
二氧化硫排放
废水排放
固体废弃物排放

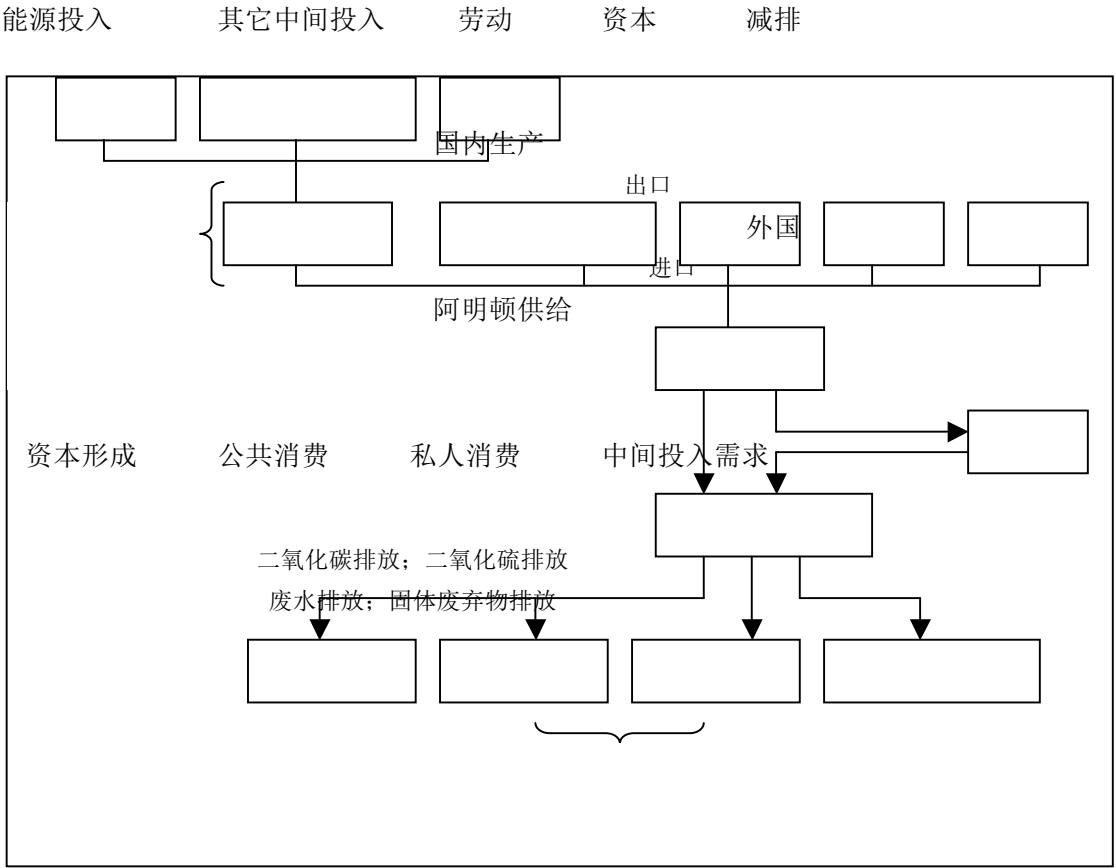


图 1-4-1 CGE 模型结构图

本文采用嵌套式的常替代弹性（Constant Elasticity of Substitution，CES）函数来描述经济生产活动的生产函数和经济主体的效用函数。以两要素投入为例，CES 生产函数可写为：

$$Y(L,K)=\left(\alpha L^{-\rho}+(1-\alpha)K^{-\rho}\right)^{1/\rho}\tag{1-4-1}$$

其中， $\sigma=\frac{1}{1+\rho}$ 为两要素之间的替代弹性。与传统的柯布道格拉斯生产函数和里昂惕夫生产函数相比，CES 生产函数更具有一般性。当 $\rho\rightarrow-\infty$ 时， $\sigma\rightarrow 0$ ，CES 生产函数退化为里昂惕夫生产函数；而当 $\rho\rightarrow 0$ 时， $\sigma\rightarrow 1$ ，CES 生产函数退化为柯布道格拉斯生产函数。另外，由于 CES 生产函数所具有的齐次性与替代弹性为常数的优良性质，因此它的引入可以大大减少对生产函数假定条件的限制，正是由于这个原因，CES 函数的这些特性增加了它在实际建模中的实用性。生产函数和效用函数的嵌套结构如图 1-4-2 和图 1-4-3。

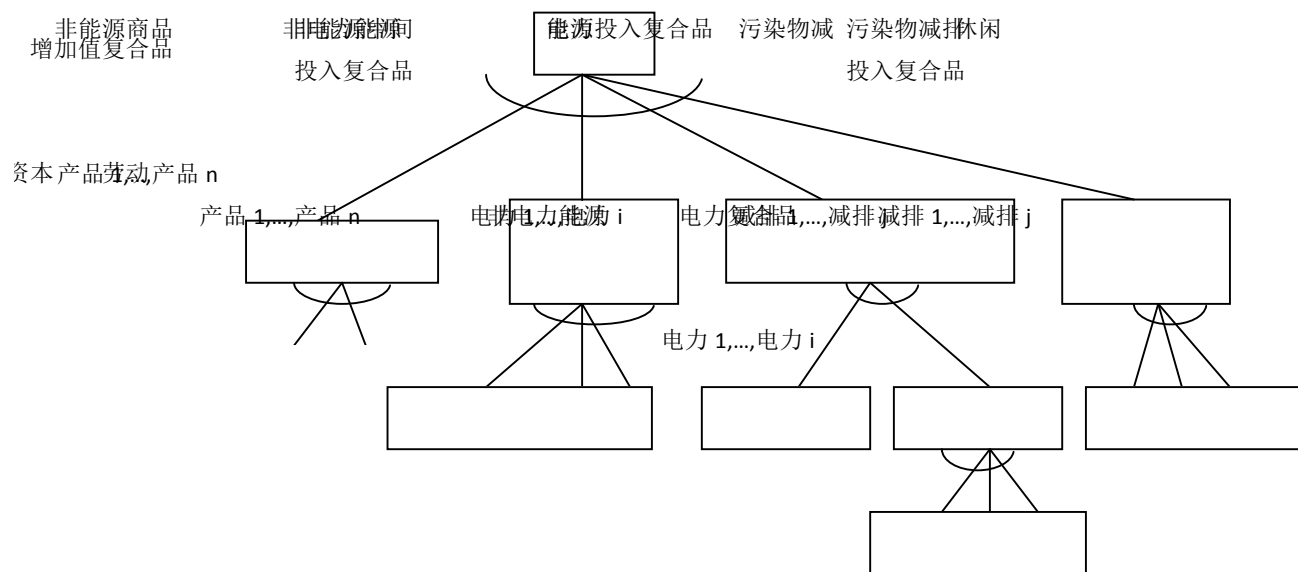


图 1-4-2 生产函数结构

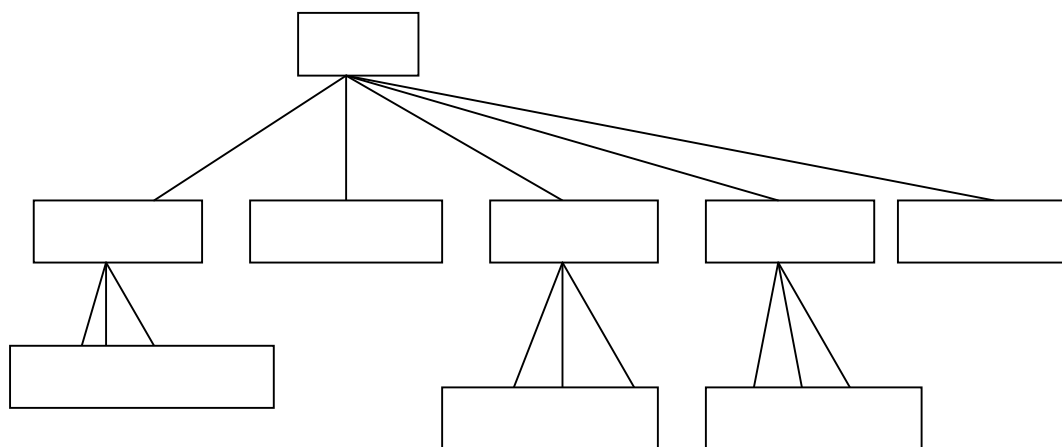


图 1-4-3 效用函数结构

1.4.2 模拟和结果

为了更全面地讨论能源补贴改革的影响，本文设定了三种情景并依次进行模拟。情景1模拟了全部取消能源补贴而没有重新的再分配。从政府的社会角度而言，政府有必要采取一定的补偿政策将补贴改革的负影响最小化。因此，假定能源补贴改革中包含一定的再分配政策。2007年，中国的财政收入51321.8 亿元，其中税收偿还和转移支付18112.4亿元，占财政收入的35%¹。因此情景2假定在取消补贴后，将节省资金的35%再投入到农业、轻工业和服务业，由于重工业的高

¹ 新华社, http://news.xinhuanet.com/misc/2008-03/20/content_7827166.htm.

耗能、高排放的特性，是节能减排的重点，因此不再投入到重工业¹。情景3进一步假定将节省资金的50%用于再分配。模拟结果如下：

表 1-4-1 能源补贴取消的宏观经济影响（%）

变化率	福利	GDP	就业	单位 GDP 能耗	CO ₂ 排放	SO ₂ 排放
情景 1	-2.03	-1.56	-1.41	-3.56	-7.02	-6.83
情景 2	0.16	0.37	0.53	-2.79	-5.91	-4.83
情景 3	1.52	1.74	2.07	-1.95	-4.73	-3.61

情景 1 表明如果全部取消补贴，由于能源价格的上涨，将对宏观经济产生显著的负影响。福利、GDP 和就业将分别下降 2.03%、1.56% 和 1.41%。但能源强度有明显改善，将下降 3.56%。正如所预期的，二氧化碳和二氧化硫的排放将大幅下降 7.02%和 6.83%²。这说明了对于中国这样的发展中国家，提高能源价格是改善能源效率和减少排放的一个关键因素。但由于目前中国正处于转型阶段，经济发展与社会发展和稳定之间紧密联系，由能源补贴改革导致的对 GDP 和就业等宏观经济变量的大的负面冲击将成为一个现实的挑战。

情景 2 表明在取消能源补贴的同时，将一定比例的补贴再分配将对经济产生正面作用。福利、GDP 和就业将分别上升 0.16%，0.37%和 0.53%。但相比情景 1，能源强度下降的幅度减少，仅降低了 2.79%。同样地，二氧化碳和二氧化硫排放分别下降了 5.91%和 4.83%，幅度小于全部取消能源补贴的情景。较低的减排主要是因为再分配产生的经济活动将抵消一部分减少的排放。

在情景3中，当将补贴的50%用于再分配时，对宏观经济的正影响将进一步加大，福利、GDP和就业将分别上升1.52%，1.74%和2.07%，而能源强度和排放仍将下降，但下降的幅度将比情景1和2更小。

比较这三种情景，我们发现将越多的取消补贴节省的资金再分配给部分部

¹ 有关促进轻工业复苏的决议在 2009 年二月被通过，这意味着中国政府将会加强对轻工业发展的扶持。

² 避免结果的混淆，在这里需要作一下澄清：二氧化碳减排的结果有两个，表 1-3-3 显示二氧化碳排放将会降低 2.57%，而在第一种情形下，CGE 模型的结果显示，二氧化碳排放将会下降 7.02%。得到这样的结果并不意外，那是由于我们采用单独的分析框架分别对各情形进行分析。在表 1-3-3 中，我们分析了直接由节能导致的减排数量。然而，在 CGE 模型中，经济作为一个整体被考虑进来，部门间的变化相互影响，所以，在表 1-3-3 中二氧化碳减排的量比 CGE 中的结果要小。

门，对宏观经济的正影响就越大，但减排的幅度就越小。这是因为资金的再分配能够促进经济增长和就业，但会由于反弹效应产生更多的排放。因此，对于取消补贴节省资金的再分配需要更深入的研究和更好的针对性。如果政府倾向于经济增长和社会稳定，相对较大比例的资金将用于再分配；如果政府倾向于改善能源强度和减少排放，对经济的负面冲击将较大。政府面临着如何平衡经济发展和环境保护的抉择。

CGE的模拟结果还表明能源补贴并不是解决社会问题最有效的方法。取消补贴的同时有针对性地增加对部分部门地投入，如轻工业、教育医疗、健康和其他公共基础设施（单独或同时地），不仅将改善福利，增加GDP和就业，还能降低能源强度，减少排放。

综上所述，本文以价差法定量分析了 2007 年中国能源消费的补贴以及取消补贴的影响。分析表明：当只考虑对消费侧的补贴时，中国的能源补贴规模较大。2007 年，中国的能源补贴达到 3564.3 亿元，占当年 GDP 的 1.43%。如果全部取消能源补贴，能源消费将减少 66.82 百万吨标煤，二氧化碳排放将下降 173.02 百万吨。因此，减少或取消能源补贴，将引起能源价格的上涨，从而对节能和二氧化碳减排有显著影响。

从补贴的燃料类型来看，成品油所占的补贴最多，高达总补贴的53.03%。这主要因为国际油价上涨的同时国内油价的上调却相对滞后。电力部门获得的补贴居第二，约占总补贴的18.37%。对煤炭的补贴达到532亿元，占总补贴的比例为14.93%。煤炭补贴是由政府对电煤价格的控制和电力行业消费绝大部分煤炭引起的。从对各部门的能源补贴来看，居民部门获得的补贴最多，其中90%以上都是通过对电力消费的补贴。其次是交通部门，绝大多数来自成品油的消费。电力部门获得的补贴主要是对燃煤发电的补贴。由于电力消费中的交叉补贴，工业（不包括发电）部门、商业部门以及其它部门的净补贴为负。

CGE 模型的三种情景分析表明不同程度的补贴力度将会产生不同的影响。情景 1 表明完全取消补贴而没有相应的补偿政策虽然对减排的效应很明显，将对 GDP 和就业有较大的冲击。情景 2 和情景 3 说明补贴的再分配能够减轻对经济的负面冲击，尽管减排效果也将减弱。

1.4.3 政策建议

在中国，政府定价就意味着能源补贴。对于中国这样正处于转型阶段的国家来说，有些补贴是公平的，有时甚至是必须的。总的来说，如果补贴带来的福利增加能够大于成本，而且能够鼓励能源效率改善，这样的补贴是合理的。事实上，由于过度补贴和补贴机制的缺陷，能源补贴通常不能实现既定目标，化石燃料补贴就属于这一类。因此改革目前补贴机制是必须的，尤其是对中国这样面临能源稀缺和环境问题的发展中国家。此外，在能源补贴改革的时候，要充分考虑到对经济、社会和环境的影响。

能源补贴基本原则集中表现为补贴谁，补贴什么，如何补贴和补贴多少 (UNEP/IEA, 2002)。根据补贴的原则，能源补贴可以归结为几个最基本的问题：对象、范围、方式和幅度。当计划改革中国能源补贴的时候，需要考虑两个方面：第一，为了使能源补贴更有效，中国应该改变过去以生产侧为主的补贴方式，采用目标明确的消费侧补贴，尽管消费侧补贴的管理成本更大。第二，中国对于这样的发展中国家，补贴主要是用于解决基本的社会问题，因为保证基本的能源需求是政府的职责。为了满足基本生活需求，可以采用生命线价格或递增价格。中国许多的能源公司都是国有企业，针对贫困人群的能源补贴改革还能促进社会公平。

本文的结果表明中国需要改革能源补贴以改善能源效率和促进减排。对于中国这样的经济转型国家来说，改革过程中将面临较大的障碍。一是来自于补贴对社会稳定的担忧，二是来自那些非补贴对象的现有既得利益者的抵触。因此，能源补贴应该以渐进的、有计划的方式进行，同时采取用于减轻价格上升对贫困居民冲击的短期措施。如果补贴改革减少了特定社会群体的购买力，尤其是穷人，政府应该引入更直接、有效的补偿措施，维持他们的实际收入。比如，在 2009 年初期的燃油税改革后对出租车和公交部门进行补贴。此外，要使改革获得广泛支持，政策制定者应该清楚地向公众传达能源补贴对经济和社会的整体效益。从整体经济效益看来，改革能源补贴对竞争力的负影响常常是个伪命题。

政策制定者通常认为，取消能源补贴通常会影响社会政策目标的实现。事实上，能源补贴是并不是解决社会问题的唯一方法。林伯强等（2009）的研究

发现，占总人口 22%的低收入人群仅获得了 10.1%的补贴，而占总人口 9%的高收入人群仅获得了 18.6%的补贴。说明了中国目前居民电力补贴机制的效果较差，与其初始目标相悖。因此，可以通过更有效的方式更好地解决一些社会问题，如直接的福利支付或对社会服务的投资。事实上，本文的结果就表明将取消补贴的资金再投资对社会福利和宏观经济都有正的影响。政府通过改善社会保障系统所，尤其对穷困群体而言，可能比低能源价格产生更显著的正影响。本文的结果还建议将补贴的资金直接用于社会福利项目融资，包括电网接入、健康、教育和就业再培训等，是一个更好的长期社会发展战略。这些改革不仅能促进经济增长和就业，还能显著减低单位 GDP 能耗和污染排放，能缓解经济、能源和环境之间的矛盾，促进社会的可持续发展。而且其成本也远远低于能源补贴。

本文的结果表明中国能源补贴规模相当大，能源补贴改革是必要的。目前的能源补贴的经济成本很大，增加了二氧化碳和其他污染排放，破坏了环境。如果由于某些合理的原因不能取消能源补贴，就应该重新设计能源补贴。在设计的时候，应该考虑到能源效率、社会公平和环境影响之间的平衡。能源补贴改革并不是独立的，必须将其纳入一个更广泛的经济和社会改革中。能源补贴改革应该与财政改革和环境税改革齐头并进，建立更完善的能源税收制度。例如，财政改革能够改善能源税收机制，保护穷人的社会保障体系的建立也应该与能源补贴改革齐头进行。政策制定者必须认识到教育、培训、健康等福利政策是解决社会问题的首要途径，而非能源补贴。进一步地，应保证能源补贴的透明度，设计合理的补贴机制，保证能源补贴流入到真正需要补贴的群体。能源补贴改革关系着社会公平，能源效率和环境选择。中国能源稀缺和环境恶化问题已经很凸显，但由于担心社会的不稳定和过度的乐观导致了政策上的短视。

能源补贴对于中国经济可持续发展是必须的。如果由于各种原因，中国政府需要继续控制能源价格，那就需要设计更好的补贴机制，包括加强补贴的针对性，从而改善补贴效率和社会公平，尤其是在许多能源公司为国有企业的情景下。中国的能源补贴很复杂，本文仅是分析中国能源定价和补贴改革的一个初始尝试。由于数据的限制，价差法也有其局限性。例如，中国的煤炭资源相对丰富。而根据 OPEC，在此情景下，合理的基准价格应采用生产成本，那么

中国的能源补贴将有所改变。然而，由于价差法使用的广泛性，一致的和可比的能源补贴估计使我们能够评估能源补贴改革的进程。本文从经济学的角度分析了中国能源补贴的规模，取消能源补贴以及补贴再分配可能的影响。对于中国这样的发展中国家来说，取消能源补贴应当考虑支付能力的约束。对于意在帮助贫困居民获得商业能源，而且不会导致能源过度消费的补贴，是合理的。因此，应该暂时保留。这表明中国的能源补贴改革并不是单纯的效率问题，还要考虑到社会稳定和公平。

本章参考文献：

- Anderson, K., McKibbin, W.J., 1997. Reducing coal subsidies and trade barriers: their contribution to greenhouse gas abatement. Seminar Paper 97-07, University of Adelaide, Center for International Economic Studies (CIES).
- Asian Development Bank, 2003. Impact of electricity tariff reforms of power projects in China. Manila, Philippines.
- Brons, M., Nijkamp, P., Pels, E., Rietveld, P., 2008. A meta-analysis of the price elasticity of gasoline demand: A SUR approach. *Energy Economics* 30, 2105–2122.
- Burniaux, J.M., John P., Martin and Joaquim, O.M., 1992. The effects of existing distortions in energy markets on the cost of policies to reduce CO₂ emissions: evidence from GREEN. OECD Economic Studies No. 19.
- Chattopadhyay, P., 2004. Cross-subsidy in electricity tariffs: evidence from India. *Energy Policy* 32 (5), 673–684.
- Chattopadhyay, P., 2007. Testing viability of cross subsidy using time-variant price elasticities of industrial demand for electricity: Indian experience. *Energy Policy* 35 (1), 487–496.
- Chen, S.Y., 2009. Energy Consumption, CO₂ Emission and Sustainable Development in Chinese Industry (in Chinese). *Economic Research Journal* 44 (4), 41-55.
- Coady, David, Robert Gillingham, Rolando Ossowski, John Piotrowski, Shamsuddin

- Tareq, and Justin Tyson, 2010. Petroleum product subsidies: costly, inequitable, and rising. International Monetary Fund, Washington, D.C.
- Corden, M., 1957. The calculation of the cost of protection. *Economic Record* 33, 29-51.
- De Moor, A., 2001. Towards a grand deal on subsidies and climate change. *Natural Resources Forum* 25 (2), 167-176.
- Deutsche Gesellschaft für Technische Zusammenarbeit (GTZ). 2007. International Fuel Prices 2007. Bonn: Federal Energy Ministry for Economic Cooperation and Development.
- Dube, I., 2003. Impact of energy subsidies on energy consumption and supply in Zimbabwe. Do the urban poor really benefit? *Energy Policy* 31(15), 1635–1645.
- Espey, M., 1998. Gasoline demand revisited: an international meta-analysis of elasticities. *Energy Economics* 20(3), 273-295
- European Environment Agency (EEA), 2004. Energy subsidies in the European Union: A brief overview. Copenhagen: EEA.
- Gangopadhyay, S., Ramaswami, B., Wadhwa, W., 2005. Reducing subsidies on household fuels in India: how will it affect the poor? *Energy Policy* 33 (18), 2326–2336.
- Global Subsidies Initiative, 2009. Achieving the G-20 call to phase out subsidies to fossil fuels, policy brief, October, International Institute for Sustainable Development, Geneva.
- Greenpeace International, 1997. Energy Subsidies in Europe.
- International Energy Agency (IEA), 2001. Coal information. Paris: OECD.
- IEA, 1999. World Energy Outlook Insights, Looking at Energy Subsidies: Getting the Prices Right. Paris: OECD.
- IEA, 2008. World Energy Outlook. Paris: OECD.
- Jaynes E.T., 1957. Information Theory and Statistical Mechanics. *Physical Review* 106, 620-620.
- Kebede, B., 2006. Energy subsidies and costs in urban Ethiopia: The cases of kerosene and electricity. *Renewable Energy* 31 (13), 2140–2151.

- Koplow, D., Andrew, D, Burniaux JM, Adorrian E., 2001. Environmental effects of liberalizing fossil fuels trade: results from the OECD green model. Paris: OECD.
- Morgan, T., 2007. Energy subsidies: their magnitude, how they affect energy investment and greenhouse gas emissions, and prospects for reform. UNFCCC Secretariat Financial and Technical Support Programme.
- Myers, N., Kent, J., 1998. Perverse subsidies, tax dollars undercutting our economies and environments alike. International Institute for Sustainable Development, Winnipeg, Manitoba, Canada R3BOY4, and Island Press, Covelo, Canada.
- McCrone, G., 1962. The economics of subsidising agriculture: a study of British policy. Allen and Unwin, London.
- Organization for Economic Development and Cooperation (OECD), 1998. Improving the environment through reducing subsidies. Paris: OECD.
- OECD, 2000. Environmental effects of liberalising fossil fuels trade: results from the OECD green model, Unclassified Document No. COM/TD/ENV (2000)38/FINAL. Paris: OECD.
- OECD, 2005. Environmentally harmful subsidies: challenges for reform. Paris: OECD.
- OECD, 2008. OECD Environmental Outlook, OECD, Paris.
- Qi, F., Zhang, L.Z., Wei, B., Que. G.H., 2009. An application of ramsey pricing in solving the cross-subsidies in Chinese electricity tariffs. IEEE, 442-447.
- Riedya, C., Diesendorf, M., 2003. Financial subsidies to the Australian fossil fuel industry. Energy Policy 31 (2), 125–137.
- Saunders, M., Schneider, K., 2000. Removing energy subsidies in developing and transition economics. ABARE Conference Paper 14.
- Shannon C.E., 1948. A mathematical theory of communication. Bell System Technical Journal 27, 379-423.
- State Administration of Coal Mine Safety, 2008. China Coal Industry Yearbook. Coal Industry Press.
- Stern, N., 2006. The economics of climate change: the Stern review. Report to the Cabinet Office, HM Treasury. Cambridge: Cambridge University Press.

- United Nations Environment Programme (UNEP) and IEA, 2001. Energy subsidy reform and sustainable development: challenges for policymakers. Background Paper NO. 14.
- UNEP and IEA, 2002. Reforming energy subsidy, an explanatory summary of the issues and challenges in removing or modifying subsidies on energy that undermine the pursuit of sustainable development. Paris: UNEP.
- UNEP, 2003. Energy subsidies: lessons learned in assessing their impact and designing policy reforms. Paris: UNEP.
- UNEP, 2008. Reforming energy subsidies: opportunities to contribute to the climate change agenda. Paris: UNEP.
- United Nations Economic Commission for Europe (UNECE), 2002. Reforming energy subsidies, an explanatory summary of the issues and challenges in removing or modifying subsidies on energy that undermine the pursuit of sustainable development. Paris: UNEP and OECD/IEA.
- United States Department of Energy (DOE)/Energy Information Administration (EIA), 1999. Federal energy market interventions 1999: primary energy. Washington D.C.: US, DOE/EIA.
- Vedenov, D., Wetzstein, M., 2008. Toward an optimal U.S. ethanol fuel subsidy. *Energy Economics* 30 (5) , 2073–2090.
- World Bank, 1997. Expanding the measure of wealth: indicators of environmentally sustainable development. Washington D.C.: World Bank.
- World Bank, 2009. World Development Report, World Bank, Washington DC.
- Xie, J., Saltzman, S., 2000. Environmental policy analysis: an environmental Computable General Equilibrium approach for developing countries. *Journal of Policy Modeling* 22 (4), 453-489.
- 国家电力监管委员会，2007年度电价执行情况监管报告，2008。
- 国家电力监管委员会，2007年度电力年度监管报告，2008。
- 国家电力监管委员会，2008年度电力年度监管报告，2009。
- 林伯强、何晓萍，2008：《中国油气资源耗减成本及政策选择的宏观经济影响》，

《经济研究》第5期。

林伯强、蒋竺均、林静，2009:《有目标的电价补贴有助于能源公平和效率》，

《金融研究》第11期。

林伯强、魏巍贤、李丕东，2007:《中国长期煤炭需求：影响与政策选择》，《经济研究》第2期。

吴利学，2009:《中国能源效率波动:理论解释、数值模拟及政策含义》，《经济研究》第5期。

中国国家统计局，中国统计年鉴2009，中国统计出版社。

中国电力年鉴委员会，中国电力年鉴2008，中国出版社。

第二章 实现中国电力行业低碳转型的政策支持

——主要用电行业研究

中国的电力消费结构体现出明显的“工业化”、特别是“重工业化”的特征，近十年以来，中国居民用电在全社会总用电量中的占比一般在 11%-13%之间。2009 年，第二产业耗电量占全国电力消费量的 75.4%，其中，重工业电力消费占比为 61.1%。在自身资源禀赋和成本约束的作用下，中国的电力生产以火电（其中特别是燃煤发电）为主（2009 年火电发电量占总发电量 80%以上），因此，高耗能产业的生产与发展不可避免地带来了高排放问题，通过在这些产业改善能源利用水平，能够有效促进电力行业的低碳转型。就中国的发展阶段来看，电力、钢铁、化工等产业的发展同中国目前所处的城市化与工业化进程密切相关，而且是当前经济与社会发展所不可或缺的因素，因此，如何制定合理的政策，正确引导主要用电行业的发展，既支持经济增长、就业稳定等目标，也符合国家的低碳转型与可持续发展目标，是电力战略调整研究中非常重要的一个环节。本部分内容将从国家对高耗能产业的差别电价政策，以及各主要用电行业自身节能潜力挖掘两个角度出发，研究提高电力利用效率、降低单位生产能耗及减少碳排放的政策取向。

第一节 中国高耗能产业的差别电价政策

2.1.1 中国实行差别电价的政策背景

2008 年全球经济危机给中国带来了较大影响。全国电力需求出现急速下降，在 2009 年 4 月的前十天下降得更加严重。电力需求下降的主要原因是，受国内市场需求下降影响较大的高能耗的黑色和有色金属行业的用电量出现大幅度下降。山西、湖南、内蒙古、贵州、云南等高耗能产业集中的省区，用电量同比降幅均在两位数以上。

对于许多地方政府来说，高耗能企业不仅是经济增长的基础，还是财税的主要来源、重要的原材料的提供者，而且，高耗能还带动一些其它产业发展。因此，为了应对这种变化，许多地方政府开始降低电价以促进电力需求的增加。例如，内蒙古将铁合金、多晶硅等 7 种高耗能产业的生产用电在现行电价基础上每度下浮 0.08 元；黑色金属冶炼、有色冶金及深加工企业下浮 0.045 元。随后，其他一些省区纷纷效仿，宁夏、云南政府相继把工业电价分别下调 0.03 元/kWh 和 0.06 元/kWh，既为了降低企业生产经营成本，也为了拉动需求。此优惠电价政策，大多采用多方共同承担的方式降低电价，由电网和煤炭企业共同承担，比重相近。除了电价，各地政府还纷纷对其重工业企业实行减税减费，以保经济增长。

中国政府从 2004 年开始对高耗能行业实行差别电价，目的是促进产业结构调整 and 升级、提高能源效率和环境质量。2004 年 6 月以来，国家将电解铝、铁合金、电石、烧碱、水泥、钢铁六个高耗能产业的企业区分淘汰类、限制类、允许和鼓励类并试行差别电价政策。2004 年 9 月，中国国家发改委又会同国家电监会下发了《关于进一步落实差别电价及自备电厂收费政策有关问题的通知》，对差别电价政策作了进一步完善。

电力作为各行业的中间投入，某行业电价的变动将会直接影响该行业的生产成本，从而影响其产品价格。从供电企业的角度来看，在供电成本相同的情况下，根据高耗能企业的耗能情况的不同收取不同程度的电费。从经济学的角度来看这属于一种歧视定价行为。但就中国的情况而言，对高耗能行业实行差别电价就不能简单地从歧视定价的市场行为的角度去分析。

首先，原理不同。传统的歧视定价是基于消费者对同一商品需求弹性的不同进行歧视性定价，以达到获取尽量多的垄断利润的目的。而中国的差别电价是为了配合中国产业政策限制高耗能、高污染行业的发展而采取的，是对高耗能、高污染的行业进行歧视性定价，因此，从原理上不同。

其次，价格制定者不同。传统的歧视定价的价格制定者是垄断者，是为了追求利润最大化。中国对高耗能行业的差别定价的价格制定者是中央政府，是为了追求经济增长和经济结构的改进，电力行业在这个过程中只是一个执行政策的角色，而非出于利益最大化的决策者。

最后，歧视性定价的效果评价不同。传统的歧视性定价是为了增加垄断企业的利润，因此，歧视性定价的效果就取决于实行价格歧视政策后是否有利于利润增长。而中国的差别定价是为了配合产业政策，因此，其判断标准为实行了价格歧视后是否有利于限制高耗能产业的发展。

2.1.2 差别电价政策的理论基础

价格歧视是一种定价策略，该策略对同一种产品或服务向不同的消费者收取不同的价格。在纯粹的价格歧视下，销售者将根据购买者愿意支付的最高价格定价。在一般的价格歧视中，销售者根据某种分类对购买者进行分类，然后对不同的组进行定价。

定价的一个重要的功能就是传递价格信号。区别定价政策的最终目的就是为了向不同的消费组传递不同的价格信号。Armstrong 和 Kotler（2000）根据消费者、地点、产品或者时间来进行差别定价。Lii 和 Sy（2009）对根据消费者的认知程度来进行网络差别定价的效果进行研究。谭显东等（2008）建立了模拟差别电价的多部门模型,讨论了差别电价政策对各行业的影响，指出差别电价将会提高社会物价水平，但幅度不大，且差别电价政策会引起行业用电量的下降。施应玲（2009）运用系统动力学仿真模型，模拟差别电价政策的传导机制，讨论差别电价政策对企业单件产品电费成本、企业用电量、生产量乃至企业经营决策的影响。

实质上，差别电价政策具有一定的价格歧视，差别电价意味着存在外部性。从经济学的角度来看，外部性是指一个经济主体（生产者或消费者）在自己的活动中对旁观者的福利产生了一种有利影响或不利影响，这种有利影响带来的利益（或者收益）或不利影响带来的损失（或者成本），都不是生产者或消费者本人所获得或承担的，是一种经济力量对另一种经济力量“非市场性”的附带影响。这种情况下，价格并不能反映生产或者产品的或服务消费过程中的全部成本或收益。正的影响称之为正的外部性，负的影响称之为负的外部性。

高耗能行业存在两方面的外部性，一是对环境的污染，二是对能源的消耗。对于前者的消除，目前主要依靠环境税费、金融、财政等多种经济政策手段，差别电价的出现更多地是从消除后者外部性出发的。即高能耗产业消费的能源

越多，其负的外部性就越强。由于种种历史原因等客观因素，我国能源价格在传统经济体制下，长期实行的是“商品高价、原料低价、资源无价”的价格体系。随着中国经济的增长和人民生活水平的提高，政府必须逐步开始重视环境问题和资源问题。随着世界市场上石油、煤炭、有色金属等资源价格的上涨，能源安全问题已成为我国未来经济实现可持续发展的重大问题，需要对现有能源价格体系做一定程度修正。差别电价政策正是基于这样的背景研究制定的，是政府通过电价杠杆消除高耗能行业使用能源外部性的一次重大尝试，该政策符合现阶段我国经济发展需要和社会福利最大化原则。

如图 2-1-1 所示，D 为电力产品的需求曲线，SMC 为边际社会成本曲线，SPC 为边际私人成本曲线。SMC 和 SPC 为电力行业的供给曲线，SMC 为反映社会成本的供给曲线，而 SPC 是只反映企业私人成本的供给曲线，二者的关系为 $SMC=SPC+SEC$ ，SEC 为社会外部成本。

由 SMC 与 D 曲线决定的均衡点为 (P_s, Q_s) ，而由 SPC 与 D 曲线决定的均衡点为 (P_p, Q_p) 。前者包括了社会的外部成本，后者只是反映了企业的私人成本。而中国目前的电价二者都不是，是 (P_0, Q_0) ，既低于社会均衡点也低于私人均衡点。原因就在于中国的电力行业是国营垄断行业，不是自主盈亏的利益主体，要帮助政府实现许多政策效果。因此，为了控制通货膨胀、促进经济发展，中国的电价处于人为控制的低于均衡点的位置。但是，中国的低电价政策在补贴国内居民和促进产业发展的同时，也在对国外居民和产业进行大额的补贴，因为，国外电力行业定价最低在企业私人成本的均衡点，再加上许多国家都收取环境税和污染费，因此大多数国家的电价处于 (P_p, P_s) 的区间内，因此，相对于其他国家，中国的高耗能行业在国际上更具有竞争力，并大量地出口高耗能产品。差别电价的实行就是要对高耗能行业提高电价，从而将负外部性内部化，保持这些行业以合理的速度发展。

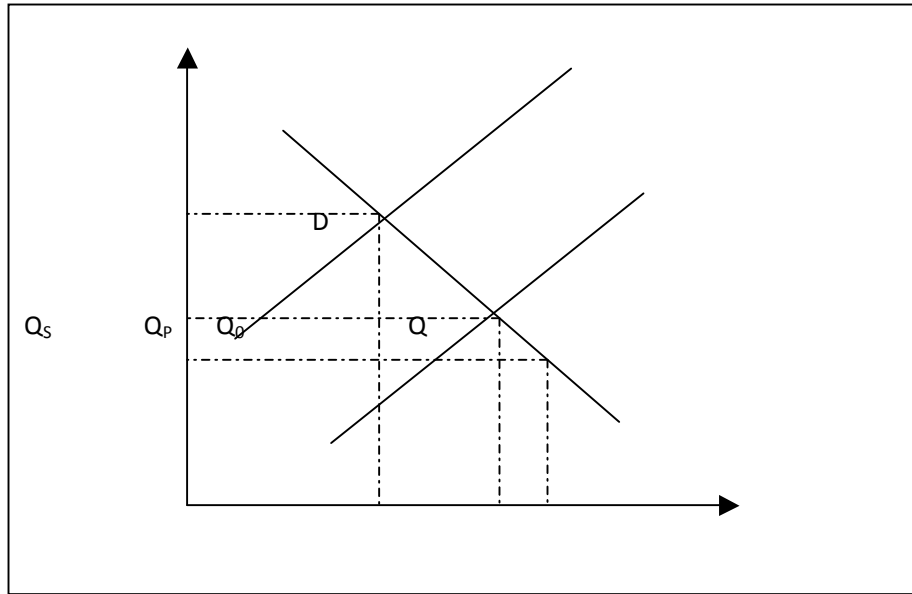


图 2-1-1 电力产品的供需曲线

拉姆齐定价模型根据需求价格弹性来进行定价。根据拉姆齐定价原则，在垄断企业收支平衡基础上，对用户按需求弹性进行区别定价，需求弹性大的用户价格低，需求弹性小的用户价格高。目前国内外比较成熟的两部制电价就是依据拉姆齐定价原则制定的。

拉姆齐定价模型的表达式为：

$$p_i = \frac{c_i}{1 - \frac{T}{\eta_i}} \quad (2-1-1)$$

其中， p_i 表示第 i 种产品（或第 i 类用户）的价格； c_i 表示生产第 i 种产品的边际成本； η_i 表示第 i 种产品的需求弹性； T 表示拉姆齐指数。

由于中国高耗能产业的差别电价是基于高耗能和高污染定价，而非需求弹性定价。因此，拉姆齐定价可以进行变形：

$$p_i = \frac{c_i}{1 - \frac{T}{\lambda_i \xi_i}} \quad (2-1-2)$$

假设耗能弹性和污染弹性的乘积与原拉姆齐定价模型中的需求弹性起相同的作用，其中 λ_i 是第 i 种产品的耗能弹性， ξ_i 是第 i 种产品的污染弹性。

但是，由于中国自上而下的控制方式很难得到受控企业详细准确的成本、耗能和污染信息，因此，无法得到详细地耗能弹性和污染弹性系数；另外，由于差别电价的出发点是为了限制高耗能产业，因此，也没有必要得到过于详尽的弹

性数据。最后，中国政府根据企业的耗能程度和污染程度，并结合其他情况，将高耗能行业分类四类，即鼓励类、允许类、限制类和淘汰类。这四类中的产业具有不同的耗能和污染弹性，但是，电力公司提供的电力产品是同质的。因此，修正的拉姆齐定价原则对差别电价的实施具有指导意义。

2.1.3 中国差别电价政策实施的实证效果评估

为了明确中国政府实施差别电价政策的具体效果，本文以河南省主要高耗电产品为例进行调研，从实际调研结果来分析差别电价政策的实施效果。

4 个调研步骤主要包括：

首先，明确哪些行业是河南省的支柱行业和高耗电行业，然后二者的交集，即那些即使河南省的支柱行业又是高耗电行业的产业来进行调研。

其次，在所选择的行业中，选择代表性的高耗电产品进行样本调查。

再次，针对所选产品进行实地调研，将获得的数据进行收集、整理。

最后，对搜集的数据资料进行分析，得出结论。

一、 实证分析样本选择——河南省支柱产业及主要高耗能产业

根据河南省各产业的增加值可以计算出河南省的支柱产业主要集中在非金属矿物制品业、农副食品加工业、煤炭开采和洗选业、电力、热力的生产和供应业、黑色金属冶炼及压延加工业、有色金属冶炼及压延加工业和化学原料及化学制品制造业。这前七个行业增加值总和占到全部增加值的 50%。

由于河南经济快速发展，城镇化进程加快，第二产业比重不断提高，工业结构明显重型化，部分高耗电产业得到扶持和培育，使得 2007 年河南的电力消费总量高达 1640 亿千瓦时。

河南省主要的高耗电行业为有色金属冶炼及压延加工业、化学原料及化学制品制造业、非金属矿物制品业、黑色金属冶炼及压延加工业和煤炭开采和洗选业，这五个行业占到河南省总耗电量的 54% 以上。

结合上文对河南省主导产业和主要耗电行业的分析，可以将本节的研究对

象锁定在以下五个行业：非金属矿物制品业、煤炭开采和洗选业、黑色金属冶炼及压延加工业、有色金属冶炼及压延加工业和化学原料及化学制品制造业。这五个既是河南省的主导产业又是高耗电的产业。其相对应的高耗电产品包括电石、硅铁、电解铝、水泥、烧碱、锌、钢铁和多晶硅等。

二、 实证数据搜集——河南省主要高耗电产品的相关资料搜集

调查组对河南省八个高耗能行业 2007 年和 2008 年的成本变化情况和利润变化情况做了调查，如表 2-1-1 和表 2-1-2 所示。针对每种产品，调查组都选择了一个典型企业的 2007 年和 2008 年两年的数据进行数据采集。这些典型企业主要位于河南省济源、开封、洛阳、南阳、焦作、鹤壁、新乡和郑州。

表 2-1-1 2008 年河南省主要高耗电产品的相关数据

项目	耗电量	单位到户 电价	电力费用	总成本	电力成本/ 总成本	电价上升一分钱后 电力费用	电力成本 增加	吨产品售 价	吨产品利 润	电力成本 增加占总 利润比重	电价盈亏 平衡点	电价盈亏 平衡点与 单位到户 电价的差 额
表示	q_i	p_{ei}	C_{ei}	C_i	C_{ei}/C_i	$(p_{ei} + 0.01) \times q_i$	ΔC_{ei}	P_i	$P_i - C_i$	p_{ei}^*	q_i	p_{ei}
单位	kWh/吨	元/千 kWh	元/吨	元/吨	%	元	元	元/吨	元/吨	%	元/千 kWh	元/千 kWh
钢铁	645	545	352	3962	9	358	6	5000	1230	0	2452	1907
电解铝	14182	420.8	5968	15000	40	6110	142	13000	-2000	-7	279.8	-141
锌	3100	548	1699	10000	17	1730	31	9400	-600	-5	354.5	-193.5
电石	2950	513	1513	2133	71	1543	30	2200	67	45	535.7	22.7
硅铁	10500	535	5618	4764	118	5723	105	5214	450	23	577.9	42.9
水泥	88	578	51	270	19	52	1	280	10	10	691.6	113.6
烧碱	2213	533	1180	1734	68	1202	22	2100	366	6	698.4	165.4
多晶硅	370000	420.8	155696	950000	16	159396	3700	1370000	420000	1	1555.9	1135.1

资料来源：（1）单位耗电量：多晶硅来自洛阳中硅科技有限公司；钢铁分别来自舞钢、安钢和济钢；硅铁来自洛阳中诚铁合金有限公司；其余均来

自《河南省统计年鉴 2008》; (2) 电价为当前我省各行业现行电价; (3) 单位产量总成本: 电石、烧碱为全国平均值, 其余均为我省相关企业最新平均成本; (4) 单位产品售价为当前河南省内市场平均价格; (5) 烧碱为离子膜法 30% 的烧碱; 锌产品主要指湿法炼锌, 吨锌成本为国内、国外加权成本价; (6) 电价盈亏平衡点是假设由于电价上升导致利润为零时的电价。

表 2-1-2 2007 年河南省主要的高耗电产品相关数据

项目	耗电量	单位到户 电价	电力费用	总成本	电力成本/ 总成本	电价上升一分钱后 电力费用	电力成本 增加	吨产品售 价	吨产品利 润	电力成本 增加占总 利润比重	电价盈亏 平衡点	电价盈亏 平衡点与 单位到户 电价的差 额
表示	q_i	p_{ei}	C_{ei}	C_i	C_{ei}/C_i	$(p_{ei} + 0.01) \times q_i$	ΔC_{ei}	P_i	$P_i - C_i$	--	p_{ei}^*	p_{ei}
单位	kWh/吨	元/千 kWh	元	元/吨	%	元	元	元/吨	元/吨	%	元/吨	元/千 kWh
电解铝	14182	359.8	5103	15234	33	5245	142	16743	1509	9	466.2	106.4
电石	2950	477	1407	2133	66	1437	30	2200	67	45	499.7	22.7
硅铁	10500	499	5240	5300	99	5345	105	5800	500	21	546.6	47.6
烧碱	2213	497	1100	1734	63	1122	22	2100	366	6	662.4	165.4
锌	3100	512	1587	14850	11	1618	31	15900	1050	3	850.7	338.7
水泥	88	542	48	260	18	49	1	300	40	3	996.5	454.5
钢铁	645	509	328	4500	7	335	6	7000	2500	0	4385	3876
多晶硅	370000	270	99900	800000	12	103600	3700	3500000	2700000	0	7567.3	7297.3

资料来源：此表数据来源同上表。

以上数据结果表明：

① 八个高耗电产品中，多晶硅的吨产品电耗是最高的。目前多晶硅的生产仍然是以改良西门子法为主，而该方法耗电量巨大，吨产品多晶硅耗电量高达到400000kWh/吨；其次为电解铝和硅铁，由于其生产工艺需要消耗大量的电力，因此，吨产品耗电量也比较大，分别为14182 kWh/吨和10500 kWh/吨。再次为锌冶炼、电石和烧碱，在3100 kWh/吨到2213 kWh/吨之间。之后是钢铁和水泥，分别为645kWh/吨和88kWh/吨。

② 对不同的产业和产品设定不同的电价。2007年，水泥的电价——0.542 元/kWh 最高；到2008年，水泥的电价上涨至0.578 元/kWh，上涨了6.64%。其次高的一组是锌冶炼——电价为0.512 元/kWh 和钢铁以及硅铁——0.509 元/kWh，这一组的电价都高于0.500 元/kWh。2008年锌冶炼和钢铁的价格都上涨了7%而硅铁仅上涨了5%。再下面一组是烧碱——0.497 元/kWh 和电石——0.477 元/kWh，这两种产品的价格在2008年都上涨了7%。最后一组是电解铝——0.358 元/kWh 和多晶硅——0.420 元/kWh。相比较与2007年，2008年的电价平均上涨了14.18%。

③ 除电石和烧碱外，所有产品的吨产品售价都在下降，2008年电石和烧碱的价格单价没有变化，前者是2200 元/吨，后者是2100 元/吨。单价下降最大的就是钢铁和电解铝，前者从7000 元/吨下降到5000 元/吨，下降了28%；后者从16743 元/吨下降到13000 元/吨，下降了22%。其它的产品降幅小于10%。尤其是硅铁和多晶硅，前者从5800 元/吨下降到5214 元/吨，后者从150 万元/吨下降到137 万元/吨。水泥的单价从300 元/吨下降到280 元/吨。

④ 从调查得到的数据来看，2008年八种产品的吨产品利润平均下降了74%。其中，从2007年到2008年，电石和烧碱产品的利润没有发生变化。

由于利润=收入-总成本，而在所调查的高耗电产品中2007和2008年产品的总成本和收入都发生了变化，收入变化由单位售价变动引起，而总成本的变化不仅仅由电价的变动引起，还由其他因素引起，因此，利润的变动反映了商品单价变动和各种成本变动的综合效应，不仅仅是反映电力成本的变化。下面对各个产品逐个分析：

第一，关于电石和烧碱，在面临着电价上涨和销售单价不变的情况下，依然保持了利润不变。由于电力成本占到总成本的60%，在其他因素保持不变的情况

下，差别电价的实施应当会对产品的利润产生影响。但是，结果表明利润不变，这就说明这两个产业的企业或者降低了其他投入品的成本或者较大幅度地提高了生产效率。

第二，关于硅铁，它的单位产品耗电量比较高，达到 10500 kWh/吨，2007 年电力成本占总成本的比重达到 70%。尽管总成本有所下降，从 5300 下降到 4764，但是由于终端产品售价下降幅度更大，从 5800 下降到 5214 元/吨，因此，最终样本厂商 2008 的利润相比于 2007 年下降了 50 元/吨。

第三，关于水泥，由于成本增加而销售单价下降，因此利润下降了 30 元/吨。总成本的增加量大于电力成本增加量表明其他投入品的成本也有所增加。

第四，尽管多晶硅的单位产品耗电量最高，但是，电力成本占总成本的比重并不高，2007 年仅为 11%。另外，尽管差别电价政策导致多晶硅的执行电价有所上升，但是总成本却保持不变，这说明多晶硅产业经历了其他投入要素的成本下降或者生产效率的提高。

最后，关于钢铁，尽管其电价上涨了 7.07%，但总成本从 4500 元/吨下降到 3962 元/吨。

将调查组收集到得数据信息进行如下计算可以综合成表 2-1-1 和表 2-1-2。

i 产品的电力成本—— C_{ei} 可以如下计算：

$$C_{ei} = p_{ei} \times q_i \quad (2-1-3)$$

其中， q_i 是 i 产品的吨产品电耗； p_{ei} 是 i 产品的电价。

i 产品的总成本—— C_i 可以计算如下：

$$C_i = \sum_{j=1}^n C_j + C_{ei} = \sum_{j=1}^n C_j + p_{ei} \times q_i \quad (2-1-4)$$

其中，n 是除电力以外的投入品数量； C_j 是对应于 j 投入品的成本。

保持其他投入品的成本和吨产品电耗不变，对电价进行敏感性分析：

$$\Delta C_i = \sum_{j=1}^n C_j + \Delta C_{ei} = \sum_{j=1}^n C_j + \Delta p_{ei} \times q_i \quad (2-1-5)$$

假设 i 产品的单价是 P_i 且电价的临界点为：

$$P_i = \sum_{j=1}^n C_j + p_{ei}^* \times q_i \rightarrow P_i - \sum_{j=1}^n C_j - p_{ei} \times q_i = p_{ei}^* \times q_i - p_{ei} \times q_i = \Delta p_{ei}^* \times q_i$$

(2-1-6)

其中， Δp_{ei}^* 是 i 产品的电价变化的范围，假如电价变化超过该范围，i 产品就会亏损，因此，电价的临界值为：

$$p_{ei}^* \times q_i = p_{ei} \times q_i + \Delta p_{ei}^* \times q_i$$

(2-1-7)

由表 2-1-1 可知，电石产品的临界单价值最接近其实际电价，仅差 0.022 元/kWh。这意味着在其他要素保持不变时，只要电价上涨，电石企业就将面临亏损。其他产品的临界值和实际电价之间的差别比较大。因此可认为，电石是 2007 年对差别电价政策最敏感的产品。

而到 2008 年，结论则有所差异。尽管已经对 8 种产品实施了差别定价政策，电价也因此有所上涨，但电石产业并未发生亏损，而电解铝和锌冶炼却由盈利变为亏损。值得注意的是，这些产业成本结构的任何变动都并非由电价的变动所主导，而是由产业本身追求成本下降的行为所导致的。由此可知，要征收差别电价的产业能够获知电价涨幅等细节信息（该信息往往由政府提前释放），因此，他们不会等到实施的时候才采取措施，而是在得知该消息的时候便进行应对，这也就造成了本调查样本中尽管当期电力成本有所增加，但是其总成本都相应有所减少的情况，即企业在差别电价政策约束下为保持自身竞争力而降低其他成本或提高效率，所达到规避政策影响的效果。

由于调整产业结构是一个长期目的，不能一蹴而就，因此，政府的差别电价政策必须是连续的和长期的，才能达到降低成本和提高效率的目的。为实现政策目标，保持政策的持续性非常重要，因为相关产业必须首先形成电价上调的一个稳定预期。这样，企业就会将精力集中在降低其他成本和提高效率方面，否则，如果企业预期差别电价政策只是暂时的，就会采取寻租行为或者其他短期行为，造成调整产业结构、及推动相关产业发展的目的难以达到。

2.1.4 差别电价的相关政策建议

第一，中国长期以来存在着“上有政策，下有对策”的地方政府与中央政府

的博弈，以及受管制企业与政府之间的博弈现象。五大发电集团是国有企业，差别电价政策意味着资源从地方政府向中央政府转移。由于高耗能产业能够为地方政府提供财政来源，因此，地方政府有动力促进高耗能产业发展，为它们缓解来自差别定价的压力。事实上，地方政府通常会利用一切可能的借口来为地方高耗能产业开脱。但高耗能产业的过快发展却不利于电力行业实现低碳转型的战略调整。

第二，差别电价政策是政府制定政策而电力行业（电网公司）执行政策。在具体的政策内容中并没有提到让电力行业征收的差别电价应该如何分配，以及使用差别电价政策后产生的社会负面效应应该如何解决等问题。普遍认为，电力行业会窃取该政策实施推动电价上涨后所带来的收益，而中央政府和整个社会将被迫承担高电价的成本。因此，为了使政策更容易推行，应当让政策的执行更为透明。并需要有配套政策，来引导发电企业将增加的收入花费到清洁生产方面，例如，提高生产效率、减少排放以及购买优质煤。

第三，就解决高耗能产业过快发展的问题来说，差别政策治标不治本。在自上而下的命令控制体系中，如果政府要制定一个正确的政策，要求中央政府具有企业各方面如成本、能耗、污染等的完善信息，但是，信息的不对称性和激励机制的缺乏都意味着信息无法完善。实际上，差别政策实质是在中国政府在不触动现行电价体制的前提下隔靴搔痒。另外，还有一点值得注意，就是中国并没有在电力部门实行真正的电价改革，其电价既不能反映外部成本也不能反映私人成本。

第四，差别电价政策是基于拉姆齐定价规则来制定的，但是在政府无法准确获知企业的污染弹性和耗能弹性的前提下，定价是经济不效率的，会扭曲经济资源的配置。

综上所述，差别电价是在中国目前能源价格体制不变的前提下，政府对价格局部进行调整，以希望能够达到控制高耗能产业的目的。它仅有短期效应，而不是一个提高能源效率、减少污染的长期解决办法。

第二节 中国主要用电行业的节能潜力研究

2.2.1 节能潜力的定义

首先有必要对节能潜力进行精确的定义。Neelis 等 (2007) 认为某行业的节能潜力是生产过程中不必要的能源消费总和,是一种能源的浪费。在这种定义下,从技术的角度定义了节能潜力,是一种不必要的能源消费。相同的定义还存在于建筑节能研究中,比如说 Kawamoto 等(2006) 和 Pitts and Saleh (2007)。Shi (2006) 利用能源效率,从经济学角度定义了节能潜力。在这个定义中节能潜力是一个相对的数值。首先,找出研究领域中最高的能源效率,然后计算研究对象的能效与最高能效的差距,最后,节能潜力为该差距除以最高能效。综合考虑以上两种定义,在本文中,中国钢铁行业的节能潜力被定义为中国钢铁行业与世界先进水平的差距。作为能效指标,能源强度可以用来评估和比较能源消费,且不受价格波动的影响 (Tanaka, 2008)。因此,在本文中,能源强度用来反应钢铁行业的能效。有两种类型的节能潜力: 相对节能潜力和绝对节能潜力。

$$RP = \frac{EI - EI_{\min}}{EI_{\min}} = \frac{EI}{EI_{\min}} - 1 \quad (2-2-1)$$

$$BP = E - E_{\min} \quad (2-2-2)$$

$$BP = (EI - EI_{\min}) \times GDP = RP \times EI_{\min} \times GDP \quad (2-2-3)$$

其中, BP和RP分别代表相对和绝对的节能潜力, E代表能源消费, EI表示能源强度。特别地, RP代表了能源强度下降的潜力, 而BP代表了能源消费减少的潜力。我们的最终目标是减少节能潜力, 即较小的节能潜力暗示着能效较高或生产环节的浪费较少。

2.2.2 主要研究方法简介

Boonekamp (2006), 详细评价了决定实际节能的各种具体方法 (如, ODEX 指标分析法、固定技术法、分解分析法、PME 分解分析法、改造的能源平衡法和能源趋势模拟法), 但归纳起来, 对节能的研究主要有两种方法: 能源技术模型和能源经济模型。最早研究节能潜力的方法是“节能供给曲线”法。该方法由

Meier 和 Rosenfeld （1982）将技术更新改造带来的成本纳入到研究范围，从而形成了将节能的技术特征与经济成本相结合的独特的节能供给曲线。

下表总结了目前计算节能潜力的较常用经济学方法，每种方法都各有利弊，需依情况选择。

表 2-2-1 计算节能潜力的经济学方法总结

方法	优点	缺点	文献
节能供给曲线	研究了节能成本与节能潜力之间的关系。	基于现有的节能技术	Meier and Rosenfeld (1982); Blumstain and Stoft (1995); Hasanbeigi 等(2010)
协整和误差修正模型	变量之间具备明确的因果关系。	模型的建立依赖于数据的质量和时序的长度。	Hunt and Lynk (1992); Ghosh (2006); Narayan 等(2007); Pao (2009)
多元线性回归	对样本的限制较少；能够适应不同的数据及其假设。	变量之间缺乏因果关系的证明。	Lai 等(2008); AI-Ghandoor 等 (2008, 2009); Binco 等(2009); Lady (2010)
因素分解法	考虑了能源效率、经济结构对节能的影响。	没有提供具体的措施去改进能源效率和经济结构。	Huntington (1989); Ang (1995); Bhattacharyya and Ussanrassamee (2005); Liu and Ang (2007)
DEA 模型	适用于多投入多产出的效率评价；给出最优的投入产出方案。	效率评价是相对的，不是绝对的（比如说：对能效的评价），无法用于预测未来的节能潜力。	Pacudan and Guzman (2002); Hu and Kao (2007); Honma and Hu (2008); Zhou and Ang (2008)

一、协整分析

现实中，经济变量的时间序列往往不是平稳的。然而，这些变量的线性组合却有可能是平稳的(Engle 和 Granger, 1987)。如果存在这样一组平稳的线性组合，我们就说序列之间存在协整关系，并且变量之间存在长期的均衡关系。这里必须

指出的是，协整关系的存在要求只有同阶单整序列之间才可以建立协整关系。

为进行协整分析，必须首先进行单位根检验，以确定时间序列的平稳性。常用的单位根检验方法有 ADF 单位根检验、PP 检验和 KPSS 检验。

ADF 单位根检验程序基于如下的 OLS 回归：

$$\Delta z_t = \beta_0 + \alpha_0 t + \alpha_1 z_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta z_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2-2-4)$$

这里， z_t 为 t 期的变量； Δz_{t-1} 为 $z_{t-1} - z_{t-2}$ ； ε_t 为均值为 0，方差为 σ^2 的标准正态分布； t 为线性时间趋势， m 为滞后阶数。

检验 z_t 中出现单位根（即 $z_t \sim I(1)$ ）的原假设，等价于检验方程（2-2-4）中 $\alpha_1 = 0$ 的原假设。如果 α_1 显著小于零，则拒绝单位根的原假设。

PP 检验类似于 ADF，但 PP 检验法对残差的异方差和自相关性不敏感。由于 ADF 检验和 PP 检验对小样本数据可能缺乏效力，而 KPSS 平稳性检验在选择较低的滞后截断参数（lag truncation parameters）时，对小样本较为有效（Bosco 和 Larue, 1997）。因此，为综合评价时间序列的稳定性，本文使用上述三种方法。

如果各时间序列都是同阶单整的，那么我们就可以检验协整关系的存在。两种最常用的协整检验方法是 Engle 和 Granger (EG) 的两步法以及 Johansen 和 Juselius (JJ) 的极大似然法。EG 的两步法适应于单方程的协整检验，而 JJ 法不仅能检验出变量之间是否存在协整关系，而且可准确确定出协整向量个数。因此，基于我们研究中使用多个变量的事实，本文使用 JJ 法研究变量之间的协整关系。

二、误差修正模型

为抓住变量之间的短期动态特性，我们使用一个短期的误差修正模型。在误差修正模型中，使用变量的差分形式。模型的一般形式如下式所示：

$$\Delta Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta X_{t-i} + \lambda ecm_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2-2-5)$$

其中， Y 为因变量， X 为自变量向量， ecm 为误差修正项。

系数 β_i 和 δ_i 即为解释变量与因变量之间的短期弹性系数。

误差修正项从长期均衡方程中获得，它代表了因变量对其长期均衡均值的偏离。系数 λ 衡量了当前的 Y_t 对前述均衡值的调整速度。

三、风险分析

本文下面将采用蒙特卡罗仿真方法,分析一些重要因素的变动可能对未来节电造成的潜在风险。

蒙特卡洛模拟的基本步骤如下:

- (1) 构造风险变量的概率分布模型
- (2) 为各输入风险变量抽取随机数
- (3) 将生成的随机数转化为各输入的抽样值;
- (4) 将抽样值组成一组输出基础数据;
- (5) 根据基础数据计算出输出值;
- (6) 根据模拟结果,绘制输出变量的分布直方图和累计概率图,计算项目可行或不可行的概率。

本文使用 Stata 10.0 软件包进行 5000 次的模拟。

2.2.3 中国钢铁行业的节能潜力研究

一、钢铁行业节能背景介绍

在过去的十几年里,中国每年的经济增长速度一直保持在9%以上,经济的高速发展使得中国面临着越来越多的能源消费。2007年,中国的能源消费约为26.56亿吨标准煤,是十年前能源消费量的2倍,是三十年前能源消费量的近5倍。过度的能源需求既可以导致不必要的环境污染,也会减弱工业竞争力,因此,节能在中国经济发展的过程中发挥着越来越重要的作用。

钢铁行业既是中国的支柱性产业,也是高能耗高排放的产业。如图所示,2007年,它的能源消费量超过了4.9亿吨标准煤,占当年全国能源消费量的18%。

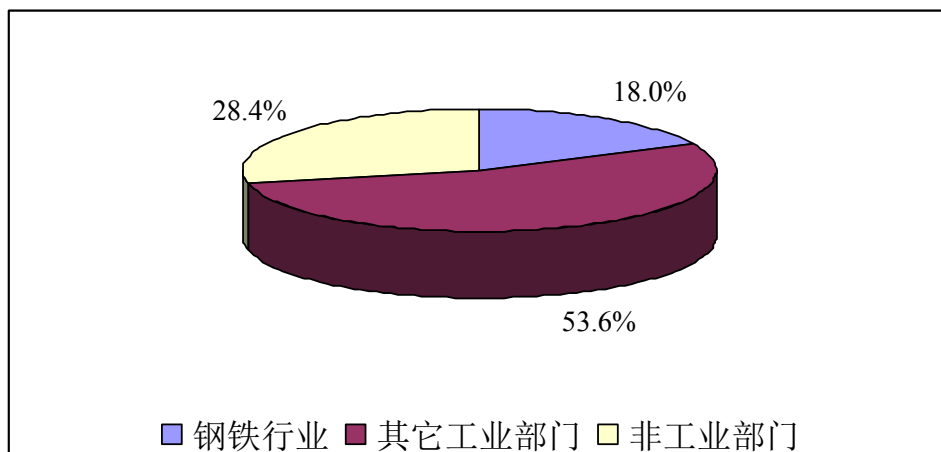


图 2-2-1 2007 年中国能源消费分布图

早期工业化国家的历史经验表明，随着经济的发展，钢铁的需求量会逐渐增加。当一个国家的人均GDP为3000-4000美元时，该国进入了工业化高速发展的时期。此时，钢铁行业的规模会随着经济的迅速发展而迅速扩大。当人均GDP达到10000-15000美元时，人均钢材消费达到峰值（朱，2006）。此时，钢铁行业的规模以及对其对能源的需求都会相对稳定。历史数据表明，日本人均钢材消费的峰值约为650千克，美国和英国分别为600和500千克。目前，中国正处在工业化快速发展的时期，2008年人均钢材产量约为377千克，其钢铁行业的产出还未达到峰值。

钢铁消费的急速增加，不仅会带来能源消费的压力，而且会带来环境污染和日益增加的温室气体排放。2008年，中国钢铁行业SO₂的排放量占工业SO₂排放量的9%。此外，2007年，中国钢铁行业CO₂的排放量占工业的16%（中国能源统计年鉴，2008），占世界钢铁行业CO₂排放量的51%（王，2009）。

当前，能源安全和全球变暖成为中国和国际社会的焦点。因此，中国钢铁行业的节能成败对全国的节能和环保都具有重要的意义。本文研究了影响中国钢铁行业能源强度的主要因素，综合各种影响因素，从定量角度研究了相关政策对钢铁行业低碳转型的影响，以评估其未来的节能潜力以及推进节能的可能性，不仅能够帮助政府做出正确的节能决策，也可以增强中国钢铁行业的国际竞争力，促进其在国家战略规划调整的背景下如何成功实现低碳转型。

能源强度的国际比较日益受到学界和政界的重视，可以用来评价节能潜力（C.M.Farla and Blok, 2001）。中国和世界先进国家在钢铁行业方面的能效差距被

用来反映中国钢铁行业的节能潜力。我们认为日本是世界上节能最先进的国家。

作为经济最发达的国家，日本也是一个能源缺乏的国家，一次能源需求80%以上依赖于进口。为了确保自身的能源供应以及防止能源进口导致的产业竞争力的下降，日本政府和企业十分重视节能。日本的钢材产量位居世界第二，仅次于中国。早在19世纪70年代，日本钢铁行业就从第一次石油危机中认识到了节能的重要性。制定了一系列的节能措施，比如，加强能源消费的管理，提高节能的技术水平，淘汰落后产能等等。此外，日本的钢铁行业还注重生产过程中热能的回收利用，以便最大化能源的回收利用，减少能源消费。IEA（2009）认为日本的钢铁行业拥有世界上最高的能源效率。因此，本文在研究目前节能潜力的过程中主要基于与日本的比较。

图2-2-2比较了2000年之后中日钢铁行业的能源强度。近年来，中国钢铁行业的能源强度呈现下降的趋势，到2007年为11吨标煤/万元，而日本则每年都有小幅度的波动，2000年-2007年的均值为3.7吨标煤/万元。尽管中国钢铁行业的能源强度有了很大程度的改善，与日本钢铁行业的差距仍然十分显著。目前，中国钢铁行业的能源强度约为日本的3倍。

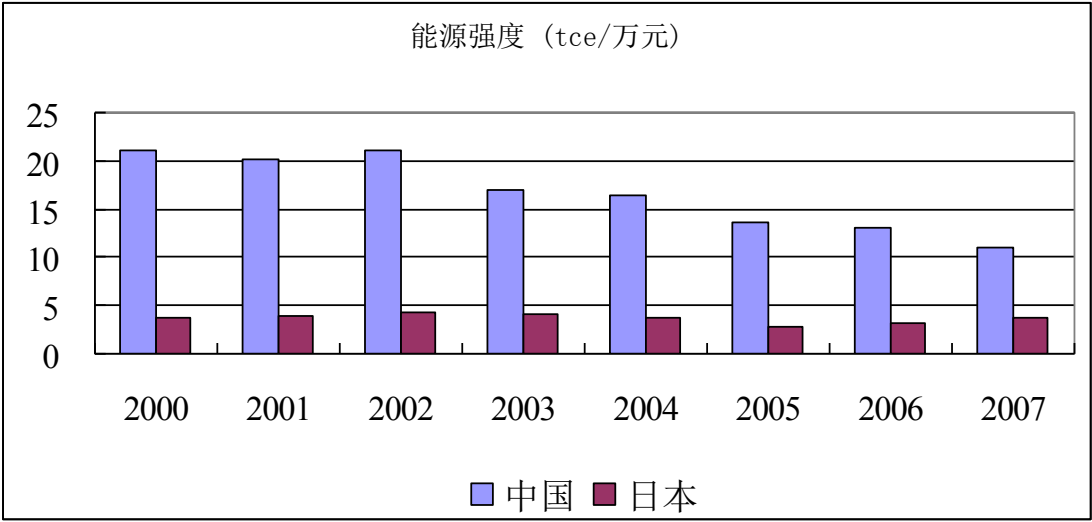


图 2-2-2 2000 年-2007 年中日钢铁行业能源强度对比

从节能潜力的定义可以发现，相对节能潜力代表了能源强度下降的潜力，而绝对节能潜力代表了能源消费减少的潜力。由于日本钢铁行业的节能水平代表了世界最先进的水平，因此，以日本近年来的平均能源强度作为EImin。目前，中

国钢铁行业的相对和绝对的节能潜力计算如下：

$$RP_{2007} = \frac{EI_{2007} - EI_{\min}}{EI_{\min}} \approx 1.9 \quad (2-2-6)$$

$$BP_{2007} = RP_{2007} \times EI_{\min} \times VAD_{2007} \approx 3.13 \text{ (亿吨标煤)} \quad (2-2-7)$$

其中 VAD_{2007} 表示中国钢铁行业2007年的工业增加值； $EI_{\min}$ 表示日本近年来的平均能源强度。

2007年，中国钢铁行业的能源强度的下降潜力是 $EI_{\min}$ 的1.9倍。如果中国钢铁行业的能源强度达到了日本水平，将节约3.13亿吨标准煤。这个节能量是很大的，相当于同年全国能源消费总量的11.8%。

二、数据与模型

（1）影响钢铁行业节能潜力的因素及数据来源

尽管现存的潜力可以通过与先进国家的比较得出，但是评价未来的节能潜力需要预测未来钢铁行业的能源强度。从1994年开始，中国国家统计局对工业投资采用新的统计口径，使得可用的时间序列长度仅有15年，所以我们建立多元回归模型来评估未来的节能潜力。在本文中，主要选择以下因素反映中国钢铁行业的节能状况：技术进步、节能投资、劳动效率和规模经济。

• 科研经费支出占主营业务收入的比重（RD）

节能的实施依赖于科技水平的进步。更多的科研经费支出可以转化为更多的科研投入和更高的科技水平。在某些情况下，随着公司规模扩张，尽管绝对的科研经费支出是增加的，但是相比于扩张的规模而言，实际的科技投入是下降的。因此，绝对的科研经费支出无法反映某行业对科研的真实投入水平。在本文中，RD表示科研经费支出占主营业务收入的比重，被用来反映科研水平的效率。

• 吨钢节能投资（VP）

节能投资的增加可以降低钢铁行业的能源强度。与 Zhang 和 Wang (2008)中的节能投资一致，我们考虑与节能有关的技术进步和转化的投资。为了消除规模扩张的影响，我们提出了有效的节能投资，或者说，吨钢节能投资。VP表示中

国钢铁行业的节能投资。

- **单位劳动力的增加值（VL）的影响**

劳动效率的改进有助于提高能源效率（Subrahmanya, 2006; Mukherjee, 2008）。本文以单位劳动力的增加值（VL）代表劳动效率。

- **产业集中度(CR_n)**

产业集中度反映了行业的垄断程度。它可以通过少数垄断企业或公司占整个行业的产量、销售额或资产的比重来表示。

产业集中度在钢铁行业中发挥着重要的作用（Crompton 和 Lesourd, 2008）。钢铁行业较高的产业集中度意味着较高的能源效率。因此，除中国以外，国际上典型的产钢大国都有着较高的产业集中度。在本文中，CR_n用来反映规模经济。产业集中度的计算基于各钢铁企业的钢铁产量，其中，“n”代表了垄断企业的个数，即 CR₁₀表示了产量处于前 10 位的企业产业集中度。

为了消除异方差，所有的时间序列均采用对数化的形式。能源强度的多元回归模型如下：

$$\ln(FI)_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(RD)_t + \alpha_2 \ln(VP)_t + \alpha_3 \ln(VL)_t + \alpha_4 \ln(CR_{10})_t + \varepsilon_t \quad (2-2-8)$$

其中 α 为多元回归模型的系数， t 代表年份， ε_t 为回归模型的残差。

多元回归模型和风险分析中应用了1994-2007年的历史数据。RD的值来源于《中国科技统计年鉴》。节能投资和增加值来源于《中国钢铁年鉴》。CR10根据世界钢铁协会的数据计算得出。其它的有关中国钢铁行业的数据来源于《中国统计年鉴》。所有日本钢铁行业的数据来源于历年的《日本统计年鉴》。需要注意的是，中日的价格数据均为1990年的不变价，且日元的价值根据1990年的中日汇率计算。

（2）中日钢铁行业节能对比

日本钢铁行业具有强烈的节能意识，中国可以从研究日本的节能经验中学到很多。图 2-2-3 展示了中日钢铁行业主要影响因素的区别。

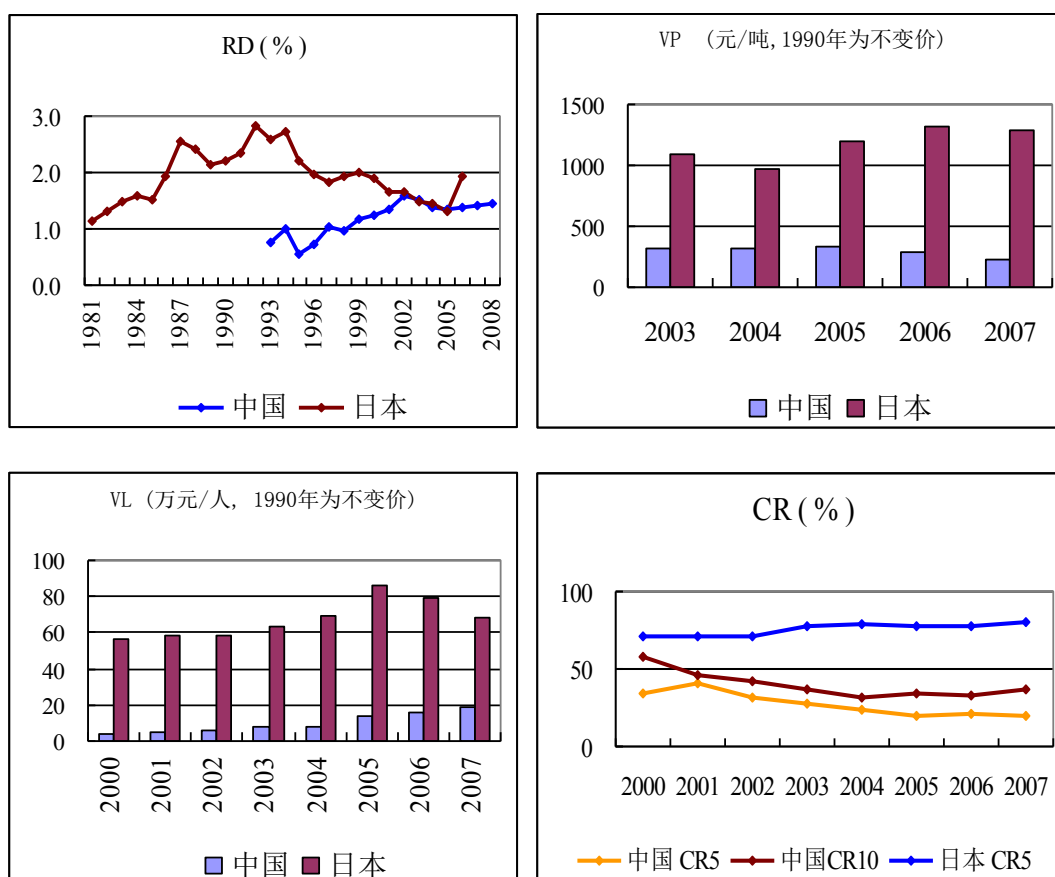


图 2-2-3 影响能源消费的因素：中日的差别

在日本的工业化时期（1990 年之前），RD 一直保持在 2.0%以上，工业化之后，也一直保持在 1.5%以上。近年来，日本的 VP 比中国的高约 1000 元/吨（1990 年为不变价以及 1990 年的汇率）。2003 年之后，日本的 VL 高出中国近 5 万元/人；其 CR₅ 在 2007 年达到 80%。

中国钢铁行业的指标 RD, VP 和 VL 正在逐步向符合世界钢铁行业发展趋势的方面改善，但是这种改善相对较小，与日本目前的水平差距尚远。2004 年之前，中国钢铁行业的 CR₁₀ 是下降的，违反了世界钢铁行业的发展规律。2005 年，中国政府制定了钢铁产业发展政策。在这份政策中，CR₁₀ 被要求在 2020 年达到 70%。然而，至今为止，这个政策并没有发挥很好的作用。在 2005 年，钢铁行业产业集中度的下降趋势止住了，但是年均增长十分缓慢。显而易见，如果这种缓慢的增长趋势持续下去，中国无法在 2020 年完成关于 CR₁₀ 的预定目标。

• 情景设计

基于上述比较，本文设计了 5 种情景：

情景 A（基准情形）：忽略“钢铁产业发展政策”的影响，所有影响因素根据历史的趋势发展。

情景 B：考虑“钢铁产业发展政策”的影响，CR₁₀ 在 2010 年达到 70%；其余的影响因素与历史趋势保持一致。

情景 C：“钢铁产业发展政策”得到了很好的实施，且 CR₁₀ 在 2020 年达到了日本目前的水平 80%；其余的影响因素与历史趋势保持一致。

情景 D：CR₁₀ 的假设与情景 B 一致；RD 和 VP 每年增长 1%；VL 的年均增长率由过去的 9%增长为 9.5%。

情景 E：CR₁₀ 的假设与情景 C 一致；RD 和 VP 每年增长 2%；VL 的年均增长率由过去的 9%增长为 10%。

所有的假设服从一个共同的原则，模型中所有变量所能达到的上限为日本目前的最高水平。

三、实证结果分析

（1）能源强度

首先，利用计量经济学软件 stata10.0 实现多元回归模型，其结果如下表所示：

表 2-2-2 多元回归模型的结果

变量 ^a	系数	标准差	t 统计量	p 值 ^b	VIF ^c
ln(RD)	-0.3541	0.1358	-2.61	0.028	4.14
ln(VP)	-0.3978	0.1293	-3.08	0.013	4.07
ln(VL)	-0.4253	0.0530	-8.02	0.000	3.77
ln(CR ₁₀)	-0.5676	0.2239	-2.53	0.032	3.73
constant	7.9463	1.4236	5.58	0.000	-

^a R² = 97.5%，调整的 R² = 96.4%.

^b F-统计量 = 88.58, Prob (F-统计量) = 0.0000.

^c VIF 均值 = 3.93.

对模型的结论分析如下：

- 拟合优度：从上表中可以看出，无论是 R² 还是调整的 R²，其数值都非常

高，因此，各变量 $\ln(RD)$ ， $\ln(VP)$ ， $\ln(VL)$ 和 $\ln(CR_{10})$ 可以非常好的解释 $\ln(FI)$ 的变化。

- 多重共线性：我们通常判断多重共线性的存在有两种方法：当 R^2 很高，F 统计量显著，而 t 统计量不显著时，很可能存在多重共线性。然而，在本模型中，无论是 R^2 ，还是 F 统计量或者是 t 统计量，其表现都很好，因此，本模型不存在多重共线性。当各个变量的通胀因子（VIF）均小于 10 时，可以认定多重共线性不存在。在本模型中，每个变量的通胀因子都满足小于 10 的要求，因此，本模型不存在多重共线性。

- 序列相关性：我们采用 Breusch-Godfrey 检验 (BG) 来检测序列相关，因为 BG 检验比较适用于小样本模型。BG 检验的结果如下图所示，从中可以看出，本模型不存在序列相关性。

表 2-2-3 BG 检验的结果

lags(P)	chi2	Df	prob>chi2
1	2.46	1	0.1167

能源强度的方程如下所示：

$$\ln(FI)_t = 7.946 - 0.354\ln(RD)_t - 0.398\ln(VP)_t - 0.425\ln(VL)_t - 0.568\ln(CR_{10})_t \quad (2-2-9)$$

- 模型中的系数符号：在以上方程中所有影响因素的系数均为负号，即改进任何一种影响因素都可以降低能源强度。比如说：提高 RD 有助于引进先进的节能技术，从而在生产过程中减少能源消费或降低能源强度。

- 能源强度的弹性：每个影响因素的系数代表了能源强度的弹性。因为产业集中度的能源强度弹性最大，在钢铁行业的节能中，产业集中度发挥着最重要的作用。同时也说明了中国政府对钢铁行业产业集中度要求的合理性。VL 的弹性和 VP 的弹性排名第二和第三，同时能源强度对 RD 的弹性最弱。也就是说，VL 和 VP 对能源强度的影响要大于 RD。

然后，基于多元回归模型，用下图拟合了过去的能源强度并预测了未来的能源强度。

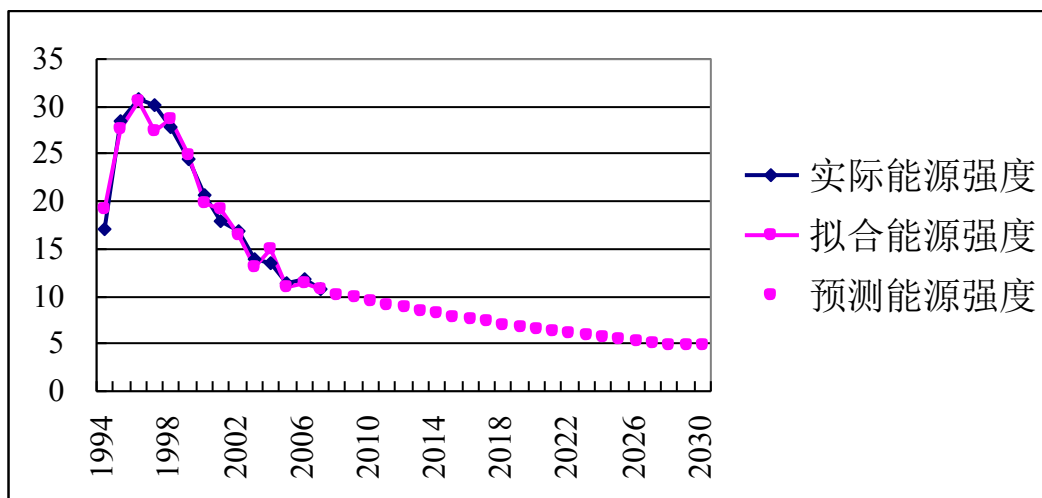


图 2-2-4 实际的、拟合的和预测的能源强度

在预测未来的能源强度时，我们主要考虑各影响因素历史的发展趋势。因为，至今为止，“钢铁行业发展政策”并没有发挥明显的作用，因此在预测的过程中，没有考虑该政策的影响。事实上，该预测为基准情形的预测。

在多元回归模型拟合的过程中，实际值和拟合值非常接近，说明模型对能源强度的解释效果很好。中国钢铁行业的能源强度在 2020 年将下降到 6.6 吨标准煤/万元，在 2030 年达到 4.9 吨标准煤/万元。未来能源强度的下降主要依赖于 VL 的增加。过去，VL 一直保持着上升的趋势，且与日本的目前水平还有较大的差距，因此未来还有较大的上升空间。

(2) 风险分析

多元回归模型的结果是静态的。然而，未来是不确定的，对于未来的预测应该是动态的。即包含未来多个可能发生的结果及发生的概率。为了获得更合理的预测，本文在多元回归模型的基础上进行风险分析，进一步完善多元回归模型。

图 2-2-5 和图 2-2-6 分别描述了 2020 年和 2030 年钢铁行业能源强度的可能取值及其相应的概率。

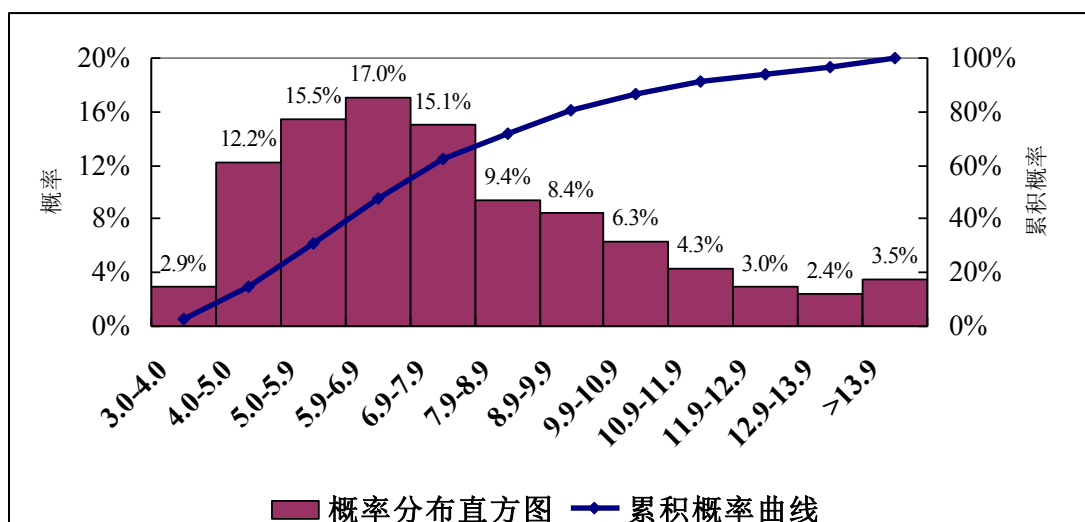


图 2-2-5 2020 年能源强度的可能取值及其概率

从上图中可以看出，2020 年，能源强度取值的最大概率区间为[5.9, 6.9]，约有 17% 的值落在该区间。在多元回归分析模型中，得到 2020 年的能源强度约为 6.6 吨标准煤/万元，恰好落在最大概率区间。这也表明该静态预测是合理的。从 2020 年的累积概率曲线中可以看出，在该年，能源强度小于 7.9 吨标煤/万元的概率超过 60%，能源强度小于 9.9 吨标煤/万元的概率超过 80%。这说明中国钢铁行业未来的能源强度是下降的，因为目前钢铁行业的能源强度在 10 吨标煤/万元以上。然而，能源强度小于 4.0 吨标煤/万元的概率仅有 2.9%。也就是说，如果未来的发展趋势不变，在 2020 年达到日本钢铁行业目前的能源强度 3.7 吨标煤/万元是不可能的。

相同的分析方法也适用于 2030 年能源强度的研究（如下图所示）。2030 年，能源强度的最大概率区间为[4.2, 5.4]，该区间段的取值小于 2020 年的最大概率区间的取值。多元线性回归模型所预测的能源强度依然落在最大概率区间里。在该年，能源强度小于 6.6 吨标煤/万元的累积概率超过 60%，能源强度小于 8.4 吨标煤/万元的概率超过 80%。因此，从 2020 年到 2030 年，中国钢铁行业的能源强度是进一步下降的。能源强度小于 4.2 吨标煤/万元的概率接近 30%，也就是说，中国钢铁行业在 2030 年有可能达到日本目前的能源强度的水平——但是实现的概率较小。

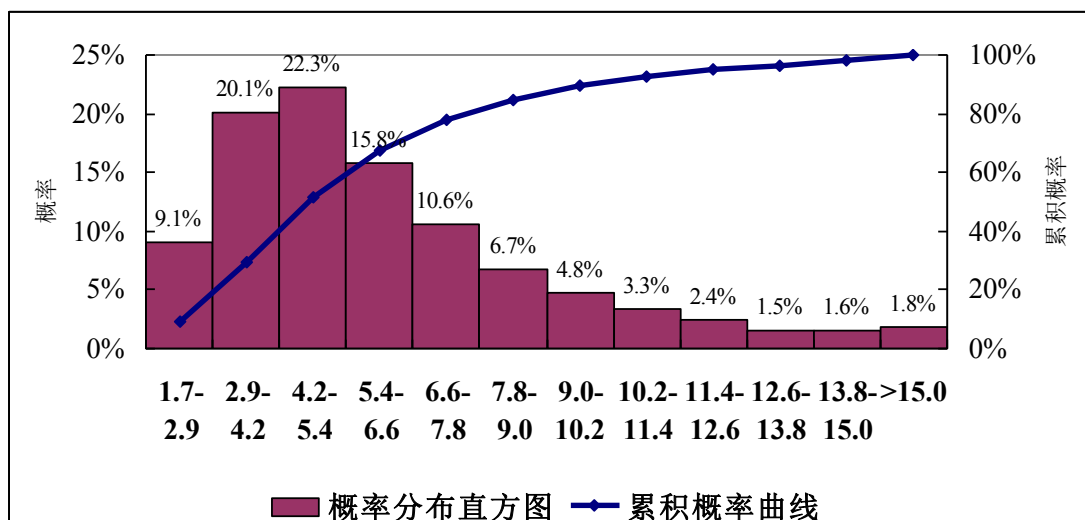


图 2-2-6 2030 年能源强度的可能取值及其概率

通过以上分析，我们可以发现，虽然中国钢铁行业未来的能源强度是下降的，但是在未来 20 年内想要达到日本目前的节能水平是不太可能的。这也意味着，中国钢铁行业需要更积极的努力去降低节能潜力。以下我们通过情景设计，具体讨论如何消除中日钢铁行业能源强度的差距。

(3) 节能潜力预测

首先，计算相对节能潜力。根据前文的情景设计和多元回归模型，未来不同情景下的能源强度如下图所示：

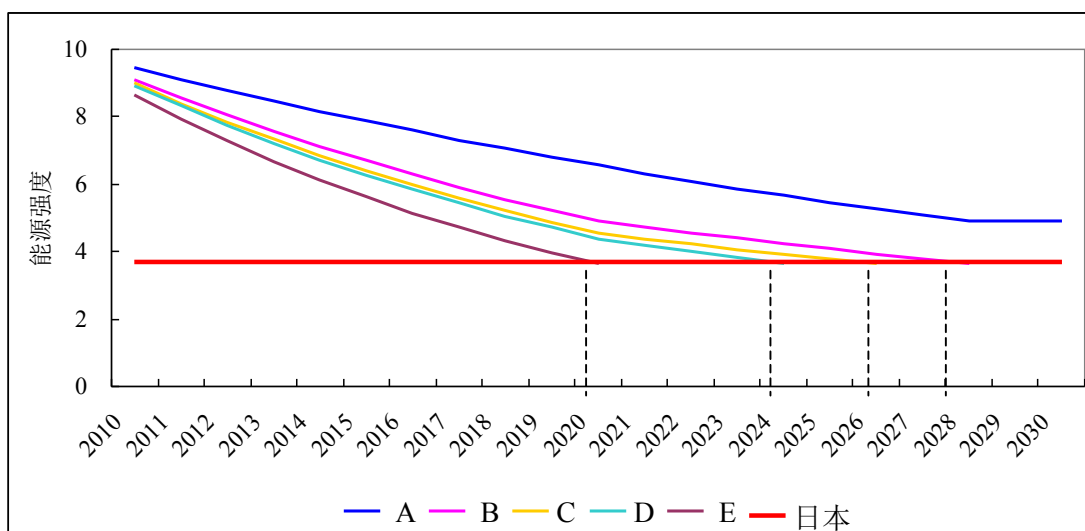


图 2-2-7 不同情景下实现日本能源强度水平的时刻表

- 情景 A（基准情形）：中日能源强度的差距会缩减，但是不会消失，仍然存在。
- 情景 B：能源强度下降的速度快于情景 A，将会在 2028 年达到日本目前的节能水平。
- 情景 C：能源强度下降的速度快于情景 B，将会在 2026 年达到日本目前的节能水平。
- 情景 D：能源强度下降的速度快于情景 C，将会在 2024 年达到日本目前的节能水平。
- 情景 E：能源强度下降的速度最快，将会在 2020 年达到日本目前的节能水平。

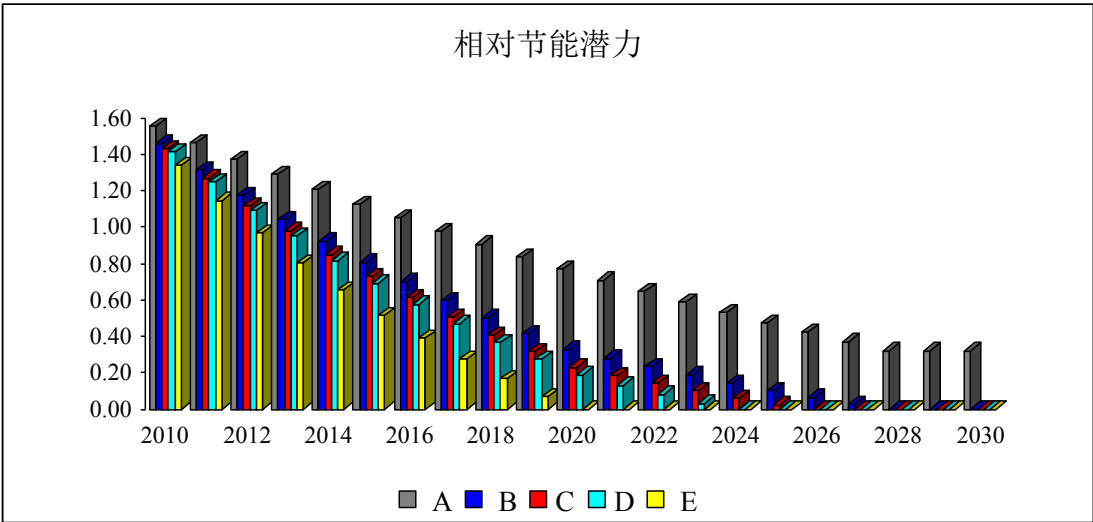


图 2-2-8 不同情景下的相对节能潜力

根据公式（2-2-1），未来的相对节能潜力计算结果如上图所示。在每一个情景中，相对节能潜力都是下降，也就是说，未来的节能水平是逐步提升的。在预测刚开始，所有情景下的相对节能潜力都相差不大，但是随着时间的推移，这种差距逐年增加。在情景 A 中，相对节能潜力是下降的，但是在 2030 年仍然存在。在情景 B 中，相对潜力在 2028 年消失。在不同的情景中，不同的假设导致不同的结果。情景 A 没有考虑钢铁产业发展政策的影响，但是情景 B 考虑了。这也就是说，在情景 B 中假设了 CR_{10} 在 2020 年达到 70%，而不是 A 中的水平。情

景 C 的结果又好于 B，是因为假设 CR₁₀ 在 2020 年达到日本水平 80%。在情景 D 和 E 中，其它的影响因素也有所改进，因此其结果又好于情景 C。

其次，计算绝对节能潜力。从 1990 年到 1999 年，中国钢铁行业的年均工业增加值的增长率仅为 5%，但是从 2000 年开始，该比率开始大幅度上升，从 2000 年到 2007 年，工业增加值的年均增长率达到了近 27%，远远超过了同期中国工业的增长速度。这种高增长现象的出现并不利于中国经济的发展，最后导致了钢铁行业的产能过剩。过剩产能的出现源于特殊的因素：政府的过多干预，不合理的经济增长路径，较低的技术水平等等。从长远来看，钢铁行业的产能过剩是不能长久持续下去的，而且政府已经认识到了这种错误，正试图纠正钢铁行业的产能过剩问题。2008 年，中国钢铁行业工业增加值的年增长率回落到了 9.5%，略高于同年中国 GDP 的增速。钢铁行业的高增长趋势不会再出现了，且其未来的增速应该与中国的经济增长保持一致。Zhang and Lou (2009)预测中国 GDP 的增速在 2010 年到 2020 年月为 7%-8%。基于上述分析，即使钢铁行业工业增加值的未来增速如下表所示：

表 2-2-4 中国钢铁行业工业增加值的增速估计

估计的变量	2009-2015	2016-2020
GDP 的增速	8%	7%
钢铁行业工业增加值的年均增速	9%	8%

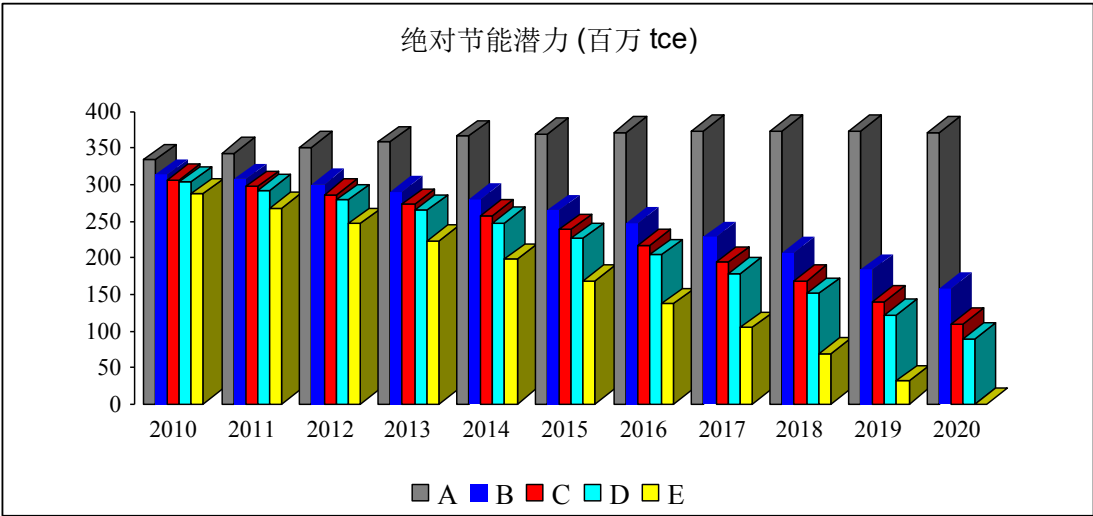


图 2-2-9 不同情景下的绝对节能潜力

根据公式 (2-2-2) 和 (2-2-3), 可以计算出未来的绝对节能潜力。在未来, 相对节能潜力和绝对节能潜力有不同的发展趋势。比如说, 如图 2-2-8 所示, 在情景 A 中, 相对节能潜力是下降的, 但是在图 2-2-9 中, 情景 A 的绝对节能潜力是上升的。也就是说, 在情景 A 中, 能源强度在未来是下降的, 但是能源消费在未来是上升的。出现这种现象的原因主要在于, 中国钢铁行业的规模在未来逐年扩大的, 抵消了能源强度下降的影响。但是, 在其它情景假设中, 政府和企业做出了不同程度的节能努力, 能源消费是下降的, 其下降幅度根据节能努力的不同而不同。这也同样说明, 中国钢铁行业的节能努力是十分重要的。

四、结论及政策建议

在已有的经济研究中, 大多数文章都是研究国家的节能潜力, 而关于中国转型经济中的高耗能行业的节能研究较少, 钢铁行业的节能至少有提及。在本文中, 我们试图研究中国钢铁行业的节能潜力。研究了 1994 到 2007 年, 技术、劳动效率、节能投资和产业集中度关于能源强度的弹性。多元回归分析结合风险分析是本文从经济学角度研究中国钢铁行业节能潜力的主要方法。

首先, 定义了中国钢铁行业的相对节能潜力和绝对节能潜力, 他们分别代表了能源强度下降的潜力和能源消费减少的潜力。其次, 多元回归模型被用于计算未来的能源强度。通过风险分析模型, 作为多元回归模型的补充, 我们发现若钢铁行业不做积极的节能努力, 尽管未来中国钢铁行业的能源强度是下降的, 但不可能达到日本目前的水平。最后, 通过情景设计, 我们评价了各种假设或政策对中国未来能源强度水平的影响。

本文发现对钢铁行业的节能影响最大的因素为产业集中度。尽管中国政府在 2005 年颁布了“钢铁行业发展政策”, 其中对未来产业集中度提出了明确的要求, 但是迄今为止, 该项政策的实施并不到位。若这项政策无法得到实施, 则中国钢铁行业在未来很难达到日本目前的节能水平。若这项政策实施较好, 则中国钢铁行业可能在 2028 年左右达到日本目前的节能水平。其它影响因素对钢铁行业的节能也有较大的影响, 如果其它影响因素有较好的改善, 中国钢铁行业的节能水平有可能在 2028 年之前, 甚至在 2020 年达到或超过日本目前的节能水平。尽管

“钢铁行业发展政策”中提及需要提高技术水平、投资和劳动力的效率，但是没有明确的要求。在未来，中国政府应该就这些方面制定出更为详尽的政策措施去更好的实现钢铁行业的节能。

2.2.4 中国化工行业的节能潜力研究

一、化工行业节能背景介绍

化学工业是中国国民经济的支柱产业，资源资金技术密集，产业关联度高，经济总量大，产品广泛应用于国民经济、人民生活和国防科技等各个领域，对促进相关产业升级和拉动经济增长具有举足轻重的作用。

进入 21 世纪以来，石化产业保持快速增长，产业规模不断扩大，综合实力逐步提高。工业增加值年均增长 20% 左右，拉动国民经济增长约 1 个百分点。目前，我国已经成为全球第二大石油和化工产品生产及消费大国，化肥、农药、成品油、乙烯、合成树脂等产品产量位居世界前列。相继建成了 14 个千万吨级炼油、3 个百万吨级乙烯生产基地，云南、贵州、湖北三大磷肥产区，青海、新疆百万吨钾肥工程（CPCIA，2009）。

然而，随着化工行业的不断发展，在过去的几年里，该行业电力需求迅速增加（图 2-2-10）。

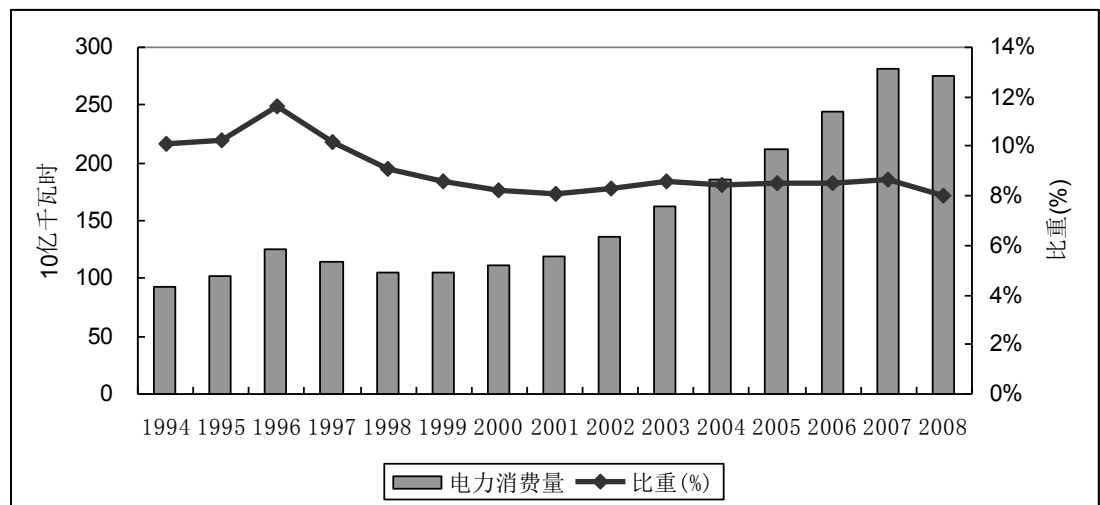


图 2-2-10 1994-2008 年中国化工行业电力消费量及在电力消费总量中的占比

资料来源：CEIC 中国经济数据库。

上图表明，尽管化工行业的电力消费在 90 年代后期出现小幅下降，但 1994 年到 2000 年之间电力消费平均增长率依然高达 8%。随后，自 2001 年起，行业电力消费平稳增长。在过去的 15 年中，中国化工行业的电力消费增长了 3 倍，预计未来的电力消费还会继续增加。工业电力需求快速增长的同时，造成的不仅是巨大的能源资源压力，同时也带来了环境污染与温室气体排放的大量增加。2008 年中国化工行业 SO₂ 排放量占工业排放量的 6%；烟尘排放占 8%；粉尘排放占 2%。中国化工行业 2007 年 CO₂ 排放量占工业部门总排放量的 6%（中国能源统计年鉴，2008）。

在当前能源安全和气候变暖已经成为国际社会普遍关注的焦点的背景下，为促进节能减排，研究中国化工行业能源强度的影响因素是什么、未来的节电潜力及其可行性问题如何，不仅可以为促进行业健康发展的战略措施的制定提供科学依据，而且对于实现中国能源行业（特别是电力行业）的低碳转型与可持续发展具有重要意义。

二、影响中国化工行业节电潜力的因素及数据来源

为预测中国化工行业未来的节电潜力，本文以电力强度为研究对象，通过比较中国与日本化工行业的电力强度差距，来确定二者兼的能源效率差距，并依此衡量中国化工业的节电潜力。其间的逻辑概念为，较高的行业电力强度（每单位产出的耗电量）代表了较低的电力利用效率及较大的节电潜力，反之相反。¹

首先，我们简单比较了中国化工和世界发到国家的电力强度，并以此作为识别中国以及国外能源效率差距的手段。其次，从影响能源需求的诸多因素中，根据统计资料的可获得性，选取技术、劳动力、电力价格及行业体制等四个因素。并对比各因素在中日两国发展的历史，从而解释了中外能效差距存在的原因。进一步地，使用协整方法估计了 1989-2008 年期间技术、劳动力、电力价格和行业体制对能源强度的长期影响。然后，使用蒙特卡洛风险分析法研究了电力消费现状下的电力强度和节电潜力的发展趋势，以此考察是否存在进一步节能政策的必要性。最后，利用情景分析法评价了中国化工行业的节电潜力和相应的节电量。

¹ 此处的节电量是指对中国自身而言，不同的节能政策所导致的不同节电量。

此外，还需要区别的是节电量的概念。本文的节电量是指，相对于中国自身而言，不同的节能政策所导致的节电量。最后，利用误差修正模型，本文分析了电力强度的短期动态变化。

综上所述，我们首先从影响电力强度的因素开始分析。日本化工行业的能源利用效率居世界前列，与之相比，中国化工业存在较大差距，并由此导致了该行业内电力消费量的较快增长。¹

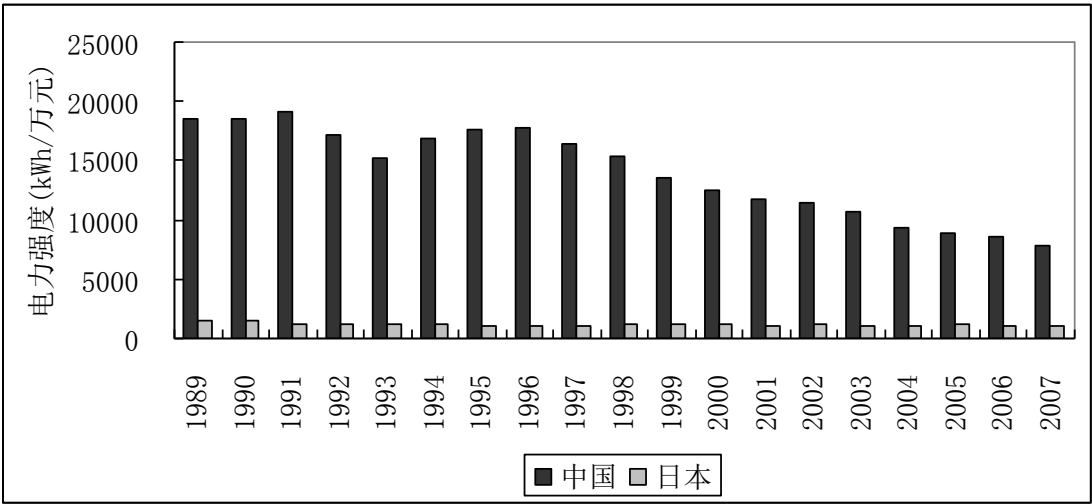


图 2-2-11 1989-2007 年中日化工行业电力强度对比 (kWh/万元)

资料来源：《中国统计年鉴》，《日本统计年鉴》。日本化工工业增加值经汇率调整。

从上图可以看出，1989-2007 年日本化工行业的电力强度变化比较平稳。除 1989-1990 年保持 1460 千瓦时/万元左右以外，1991 年至今稳定在 1130 千瓦时/万元的电力强度水平。其中，1997 年达到历年能耗最低水平（1076 千瓦时/万元）。

相比日本，中国化工行业 1996 年-2008 年间的电力强度一直处于下降趋势，且下降幅度较大，由 1996 年的 11789 千瓦时/万元到 2008 年的 6350 千瓦时/万元，下降了近三倍。尽管如此，仍与日本目前的水平（1089 千瓦时/万元）还有较大差距。这说明，中国化工行业目前的节电潜力还较大。

影响一个行业能源需求（及能源强度）的因素是多种多样的。下面，我们就从技术、劳动、价格及行业体制（结构）是这四个最主要的影响着手，对比并考

¹ 本文下面的整个研究中，有关中国的数据都以 1990 年为基年进行了不变价处理。有关中国与日本化工行业的对比，也都是经过了汇率调整。

察造成中日化工行业能效差异的原因。

(1) 技术（T）的影响

日本化工行业历来重视科研经费的投入。如图 2-2-12 所示，尽管日本经历了较长时期的经济低迷，但其 1989-2002 年化学工业的研发投资占销售额的比例一直保持在 4.5%以上，2002 年达到 5.73%（近 20 年来的最高水平）。尽管随后受国内宏观经济下滑的影响，该比重有所下降，但随后即出现反弹，并于 2003 年至今均保持平稳的提升。相比而言，中国科研经费占销售收入的比重远低于日本的平均水平，基本上维持在 1.5%-2%。可以说，技术的影响（体现在科研经费投入水平的落后）是我国与日本电耗水平差距的一个主要原因。

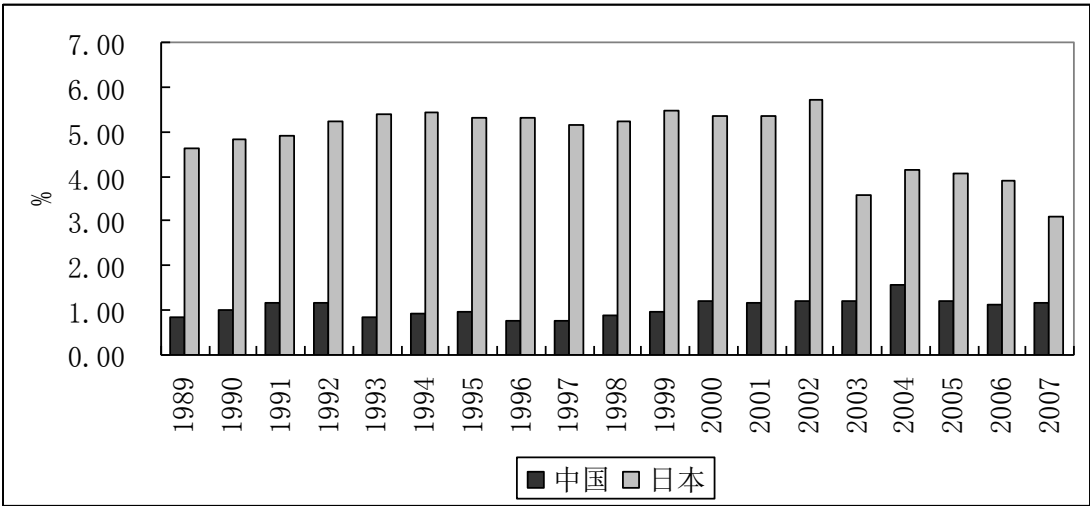


图 2-2-12 1994-2007 年中日化工行业科研经费支出占销售收入的比重对比

资料来源：根据历年《日本统计年鉴》和《中国科技统计年鉴》整理得到。

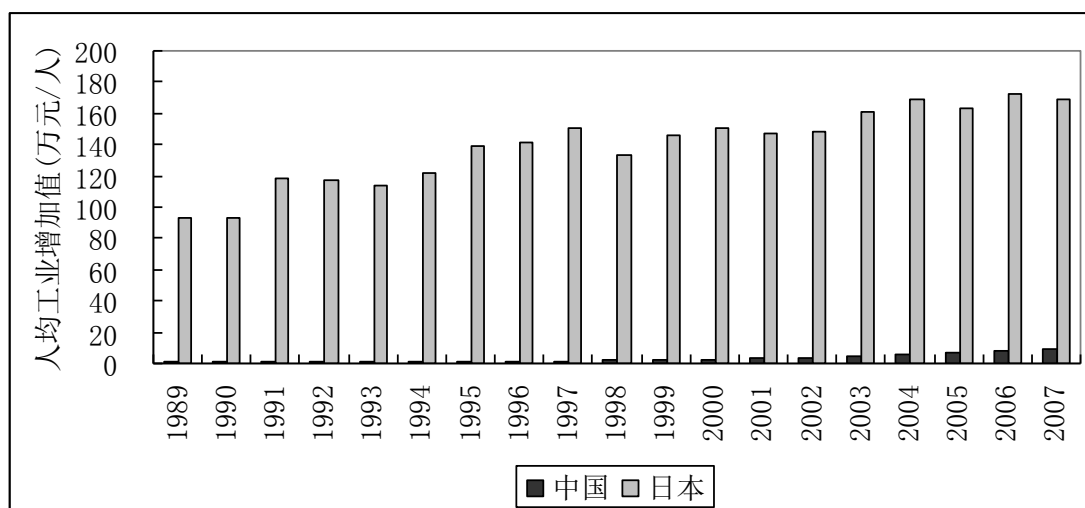


图 2-2-13 1989-2007 年中日化工行业单位劳动力年均工业增加值对比

资料来源：根据历年《日本统计年鉴》和《中国科技统计年鉴》整理得到。

劳动生产率的提高也有助于能源效率的提高（Subrahmanya，2006；Mukherjee，2008）。以单位劳动力年均工业增加值衡量劳动生产率，对比发现，中日化工行业劳动生产率的差距更大。其中，1989-1997 年中国劳动生产率为日本的 0.95%，不足 1%。虽然随着中国化工行业劳动生产率的逐步提高，已于 2007 年达到 9.55 万元/人，但依然才相当于日本的 6%。

（3）结构因素（S）的影响

化工行业中，主要耗能产品均为大宗产品。发达国家企业规模一般都比较大，这不仅使得能源得到合理利用，也有利于提高设备的利用效率。

而中国的中小企业较多，平均生产规模较小，与发达国家相差较大。例如国内合成氨企业平均产能不足 10 万吨/年，而国外一般为 30 万吨/年；国内电石企业平均产能不足 5 万吨/年，而日本为 22 万吨/年，美国为 17 万吨/年，德国为 20 万吨/年。

中国的这种企业规模是造成国内化工主要耗能产品能耗相对较高的一个重要原因。例如，大型合成氨装置的单位产品能耗平均水平为 1490 公斤标煤/吨，中型装置的平均水平为 1792 公斤标煤/吨，小型装置的平均水平为 1811 公斤标

煤/吨。国内中小电石企业平均综合电耗约 3650 千瓦时/吨，而大型密闭式电炉企业电耗约 3200 千瓦时/吨，与国外基本一致（CPCIA，2009）。

由于化工产品的复杂性和统计数据的不足，我们从企业的平均销售收入来衡量行业结构。

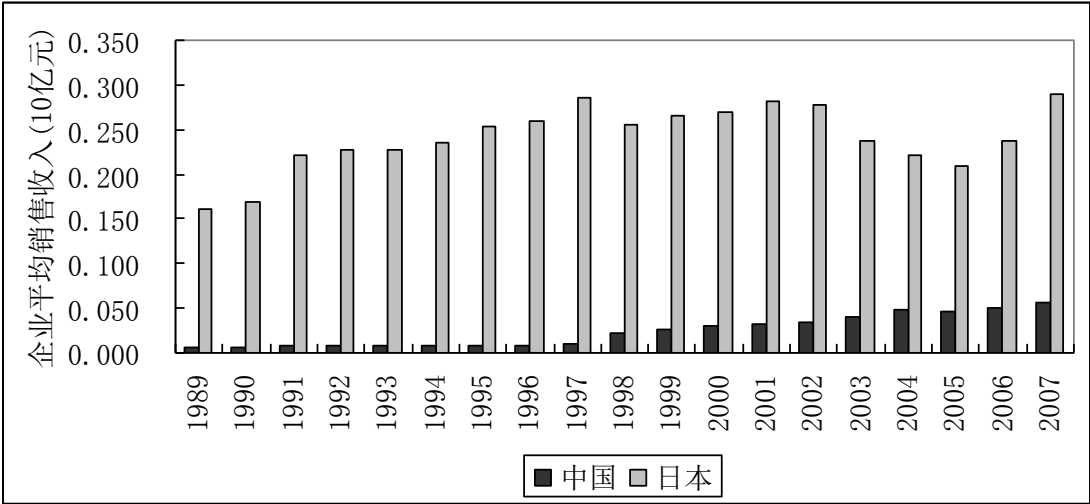


图 2-2-14 1989-2007 年中日化工行业企业平均销售收入

资料来源：根据历年《日本统计年鉴》和《中国科技统计年鉴》整理得到。

如上图所示，尽管中国化工企业的平均销售收入在稳步提高，但目前仅相当于日本的 20%，较大的行业结构差距是造成中日能效差距的一个主要原因。而我们认为，企业规模的提高有利于电力强度的下降。

（4）价格（P）的影响

工业电价也是一个很重要的影响电力消费的因素。下图归纳总结了世界主要发达国家的工业电价。

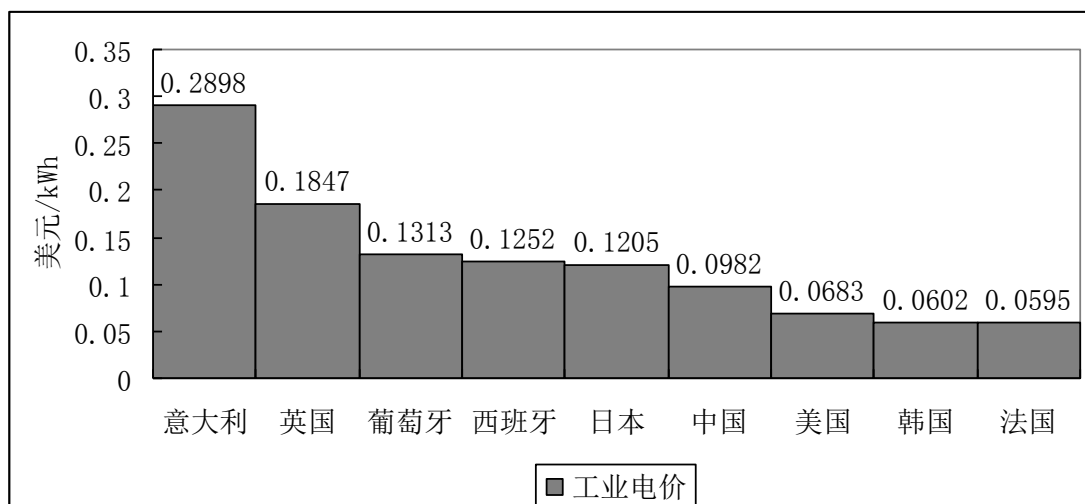


图 2-2-15 中国与当前世界主要国家工业电价对比

资料来源：中、美、英三国为 2008 年数据，来自 CEIC 数据库；其余国家为 2007 年数据，来自 IEA: Key World Energy Statistics 2007-2009。

如上图所示，中国的工业电价水平在世界上处于中等偏低的水平。2008 年，中国工业电价为 0.098 美元/千瓦时，高于美国、韩国和法国的工业电价；低于日本、英国、意大利、西班牙和葡萄牙的工业电价。较低的工业电价意味着电力价格对节能的调整力度有限。而未来工业电价的提高可能会进一步降低行业的电力强度，即电价与电力强度之间具有负向关系，这一点将利用后文的模型予以证明。

为预测中国化工行业未来的节电潜力，本文选取行业科研经费支出占产品销售收入的比重、单位劳动力年均工业增加值、电力工业品出厂价格指数和单个企业的平均销售收入分别具体衡量表征技术、劳动、价格和体制因素。

本部分数据来源于历年《中国统计年鉴》（1990-2009）、《中国化学工业年鉴》（1990-2008）、《中国劳动统计年鉴》（1990-2009）和 CEIC 中国经济数据库。另外，为消除异方差，对所有变量进行对数化处理。

三、实证结果分析

（1）单位根检验

为检验该时间序列数据的性质，本文采用了以下三种方法：单位根检验，PP 检验和 KPSS 检验。表 2-2-5 中给出了所有变量的水平序列和一阶差分序列的单

位根检验。

表 2-2-5 单位根检验

序列	ADF 检验		PP 检验		KPSS 检验	
	无趋势	有趋势	无趋势	有趋势	无趋势	有趋势
<i>LnE</i>	1.845	-0.938	4.410	-0.262	0.589***	0.188***
<i>LnT</i>	-1.810	-2.299	-1.872	-2.390	0.442**	0.105**
<i>LnL</i>	1.983	-2.673	1.771	-2.645	0.589***	0.158***
<i>LnS</i>	-0.380	-1.912	-0.401	-2.000	0.571***	0.095**
<i>LnP</i>	-3.430	-0.862	-3.072	-0.862	0.532***	0.159***
<i>LnE</i>	-2.539	-4.049***	-2.279	-5.512***	0.424**	0.258
<i>LnT</i>	-4.255***	-4.110**	-5.338***	-6.186***	0.292**	0.303
<i>LnL</i>	-5.508***	-2.755	-6.019***	-2.755	0.456**	0.172***
<i>LnS</i>	-3.787**	-3.639	-3.787**	-3.639	0.126**	0.122***
<i>LnP</i>	-1.927	-4.420**	-1.929	-8.287***	0.460**	0.117***

注：本文使用Eviews6.0软件。代表序列的ADF与PP检验中不含趋势项和含趋势项统计量在5%水平的临界值分别为-3.030和-3.674；1%水平的临界值分别为-3.832和-4.533。KPSS不含趋势项和含趋势项统计量在5%水平的临界值分别为0.463和0.146；1%水平的临界值分别为0.739和0.216。***，**和*分别表示1%、5%和10%。临界值来源于Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)。

如上表所示，在 ADF 检验、PP 检验和 KPSS 检验中都说明以上变量为一阶单整。

(2) Johansen-Juselius 协整检验

为进行协整分析，需要建立由 *LnE*、*LnT*、*LnL*、*LnS*、*LnPY* 构成的 VAR 模型。为此，首先确定各变量的最优滞后阶数。本文选自了 AIC、SC、LR、FPE 和 HQ 准则已确认最优滞后阶数。下表列示根据各种准则选定的 VAR 滞后阶数。

表 2-2-6 选择 VAR 滞后阶数的各种准则

内生变量：LnE、LnT、LnL、LnS、LnP；外生变量：C；样本区间：1989-2008 年						
滞后阶数	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	18.19816	NA	1.59E-07	-1.46646	-1.21914	-1.43236
1	118.0887	133.1874	4.41E-11	-9.78764	-8.30368	-9.58302
2	175.7416	44.84115*	2.78e-12*	-13.41574*	-10.69516*	-13.04061*

注：*表示根据该准则选定的阶数。

LR:连续修正 LR 检验统计量（在 5%水平显著）；FPE: 最终预测误差；AIC（Akaike）：信息准则；SC（Schwarz）：信息准则；HQ（Hannan-Quinn）：信息准则。

LogL、LR、FPE、AIC、SC 和 HQ 都选择滞后阶数 2，因此，我们选择 VAR 的滞后阶数为 2。在确定各变量时间序列一阶单整及最优的滞后阶数为 2 的基础上，估计协整关系。

表 2-2-7 Johansen-Juselius 协整检验

样本区间（调整）：1990-2008；趋势假设：线性确定趋势； 时间序列：（LnE、LnT、LnL、LnS、LnP）；滞后步长=2；无约束协整秩检验				
假定的 CE 数量	特征值	趋势统计量	5%临界值	概率
无 *	0.889969	76.05304	69.81889	0.0146
最多 1 个	0.58054	34.12025	47.85613	0.4953
最多 2 个	0.398741	17.61331	29.79707	0.5947
最多 3 个	0.340194	7.947438	15.49471	0.471
最多 4 个	0.002474	0.047064	3.841466	0.8282

注：秩检验表明在 5%的显著性水平上存在 1 个协整方程；*表示以 5%的显著水平拒绝原假设；**P 值来自 MacKinnon-Haug-Michelis (1999)。

表 2-2-8 极大特征根检验

假定的 CE 数量	特征值	极大特征值统计量	5%临界值	概率
无 *	0.889969	41.93279	33.87687	0.0044
最多 1 个	0.58054	16.50694	27.58434	0.6224
最多 2 个	0.398741	9.665873	21.13162	0.7754

最多 3 个	0.340194	7.900374	14.2646	0.3889
最多 4 个	0.002474	0.047064	3.841466	0.8282

注：最大特征根检验说明在 5% 的显著水平上存在 1 个协整方程；*表示以 5% 的显著水平拒绝原假设；**P 值来自 MacKinnon-Haug-Michelis (1999)。

得到协整方程系数如下表所示（括号内数字为标准差）：

表 2-2-9 标准协整向量系数

LnE	LnT	LnL	LnS	LnP
1.000000	0.250852	0.190414	0.203863	0.058091
	(0.08078)	(0.04136)	(0.04587)	(0.03711)

表 2-2-8 报告了协整检验结果。协整估计中假定在 VAR 模型中含有无约束截距和无约束趋势项。秩检验和极大特征值检验统计量给出了类似的结果：在 5% 的显著水平下拒绝没有协整向量的零假设，支持系统中有一个协整向量的备择假设。

表 2-2-9 列示了协整矩阵的系数估计结果。根据标准化协整向量系数，可以建立相应的协整方程(括号内为标准差)：

$$LnE = 9.6483 - 0.2509LnT - 0.1904LnL - 0.2039LnS - 0.0581LnP \quad (2-2-10)$$

(0.08078) (0.04136) (0.04587) (0.03711)

从标准化方程（2-2-10）我们可以得到以下几个结论：

首先，该方程表明了 1989-2008 年期间变量之间的长期均衡关系；

其次，方程右边各变量的系数符号为负，验证了前文的判断，即在长期内，技术、劳动生产率、行业体制及电力价格的提升对降低行业的电力强度有积极作用。换言之，弹性系数表明，技术、劳动生产率、行业体制及电力价格提高 1% 导致电力强度分别下降 0.25%，0.19%，0.20%，0.06%。

再次，在过去的 20 年里，技术和企业规模变量极大地促进了电力强度的下降。正如预期的那样，技术的进步以及表现为行业结构调整、企业兼并重组与不断扩大的企业规模效应更为显著地降低了电力强度。此外，劳动生产率在降低电力强度中也发挥了重要作用。

最后，与技术、劳动生产率和企业规模相比，价格的弹性最小。这与中国对

电力价格的管制，并由此导致电价的节能调整力度并没有完全释放是一致的。

（3）风险分析

由协整方程（2-2-10），我们可以预测出中国化工行业的电力强度。为此，需要首先确定方程右边各变量的趋势。

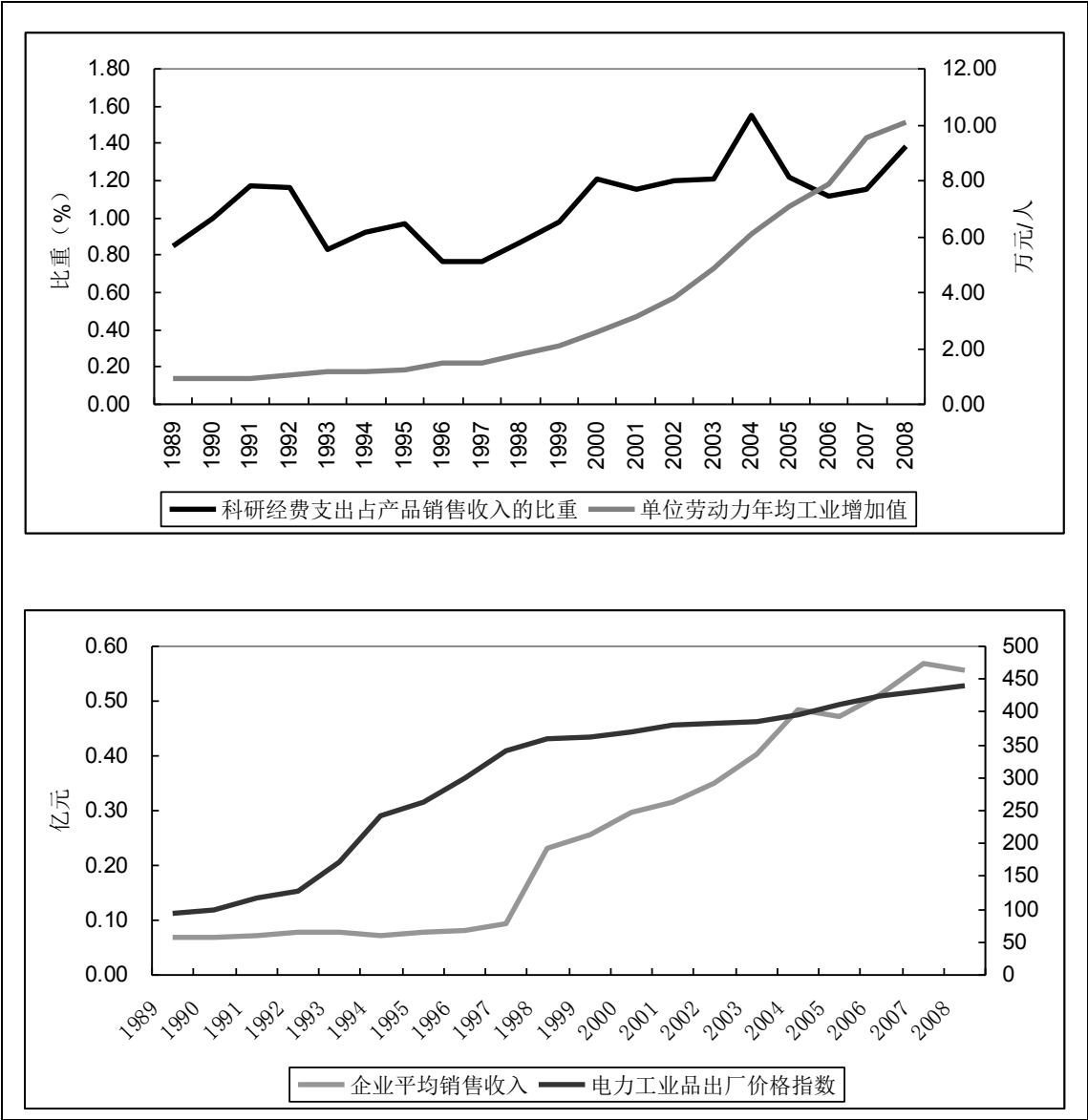


图 2-2-16 中国化工行业各要素的历史发展趋势（1989-2008）

根据上图，我们取各变量在 1989-2008 年间的平均增长率作为一种基准情景。即技术、劳动力、体制和电价的年均增长率分别为 4%、14%、15%和 9%。我们

的预测时间区间设定为 2010-2020 年，原因在于，一是该阶段是我国实现经济转型的关键时期。二是可以为即将到来的“十二五”、甚至“十三五”提供节能降耗的政策方向。

根据上述各变量的年均增长率和协整方程（2-2-10），我们预测得到 2010 年、2015 年和 2020 年的电力强度分别为 6348 千瓦时/万元、4512 千瓦时/万元和 3207 千瓦时/万元。这一预测结果表明，如果中国化工行业按照目前的电力消费现状发展，到 2020 年电力强度将下降到 3207 千瓦时/万元，是日本电力强度（1090 千瓦时/万元，2007 年，下同）的近 3 倍。这意味着，在没有积极节能政策的干预下，中国化工行业的节电潜力还很大。

上面的结果，是基于各因素确定的增长率来预测的。事实上，各影响因素未来每年的取值是不确定的，应该有很多种可能性。未来能源强度更合理的预测应该是多个结果及其各个结果可能发生的概率。因此，这里我们采用风险分析法，以 2020 年为例，从不确定性的角度研究该年的最有可能的电力强度值及其概率。同时，一定意义上讲，这也有助于检验我们长期均衡方程（2-2-10）预测结果的合理性。

本文使用 Stata 10.0 软件包来生成服从正态分布的随机数。在得到 5000 组风险因子的增长率随机数的基础上，根据这些随机数计算被解释变量（电力强度）的可能取值，从而获得 2020 年电力强度的分布。根据蒙特卡洛仿真分析，得到 2020 年电力强度的分布直方图和累积概率分布图，如下所示：

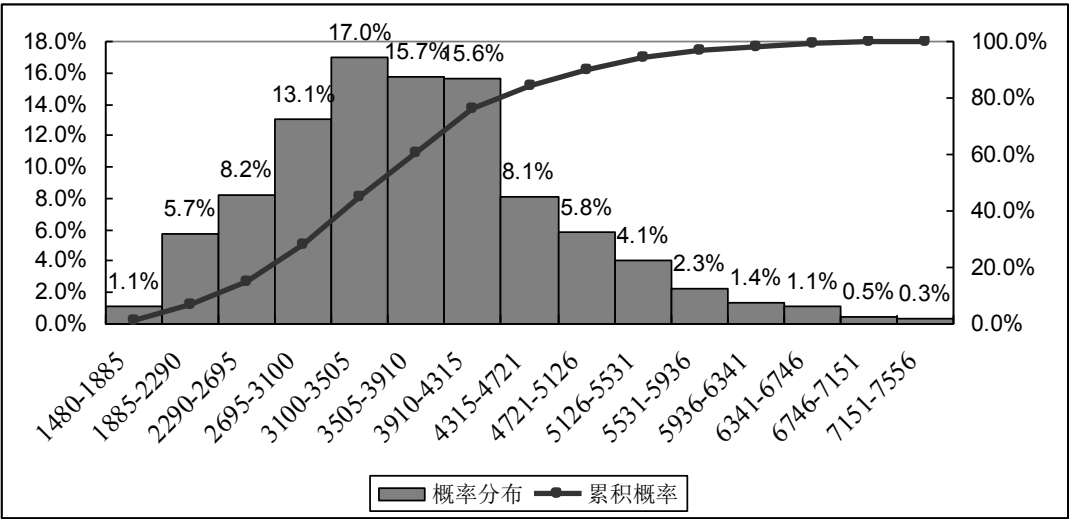


图 2-2-17 2020 年化工行业电力强度的分布直方图和累积概率曲线 (n=5000)

从上图可以看出，2020 年中国化工行业电力强度落在区间段[3100，3505]的概率最大，为 17.0%；其次为区间段[3505，3910]，概率为 15.7%。而从累积概率曲线可以看出，若中国化工行业保持影响电力消费的各因子的发展趋势不变，到 2020 年时，电力强度低于 7354 千瓦时/万元的概率趋近于 100%；低于 1683 千瓦时/万元的概率趋近于 0。

本文前面对 2020 年按照目前发展趋势所预测的化工行业电力强度为 3207 千瓦时/万元，该值落在图中概率最大的区间段[3100，3505]之中，说明我们对化工行业电力强度的预测是合理的。

然而，必须注意的是，目前，中国化工行业的电力强度为 6350 千瓦时/万元，日本化工行业为 1090 千瓦时/万元。根据电力强度的累积概率曲线可知，化工行业的电力强度是呈下降趋势的，且下降幅度较大。但是除非政府及相关部门实施更加积极的节能政策，否则，到 2020 年时，中国化工行业的节电水平仍无法达到日本化工行业目前的能效水平。

以下，我们采用情景分析法，研究各类节能政策对中国化工行业电力强度、节电潜力的影响，相应的节电量也做了估算。

（4）节电潜力和节电量

为研究未来的节电潜力，我们结合上面的 BAU 情景，另设置两种节电情景，较温和的节电情景（情景一）和较大幅度的节电情景（情景二），如下表所示：

表 2-2-10 电力消费情景假设

变量	基准情景	节电情景一	节电情景二
<i>T</i>	4%	8%	12%
<i>L</i>	14%	20%	26%
<i>S</i>	15%	19%	24%
<i>P</i>	9%	14%	20%

节电情景二为历年所能达到的最大平均增长率。也就是政府及相关部门通过

一定的政策激励，使得行业按各要素历年所能达到的最大平均增长率发展。根据这种设置的增长率，该情景中包括电力价格指数的增长率、技术、劳动和体制因素都能基本达到日本各因素的当前水平。

情景一较为温和，它是取了基准情景与情景二的平均值。这种设置有其内在的合理性，首先，历史上曾达到该水平；其次，就某些变量如科技水平和劳动力来说，它们在 2020 年均能够接近日本近年来的平均水平，无论是在情景一还是在情景二中。

根据协整方程和上述电力消费情景假设，可以预测未来中国化工行业电力强度，如下所示：

表 2-2-11 中国化工行业电力强度预测 单位：千瓦时/万元

	2010 年	2015 年	2020 年
基准情景	6348	4512	3207
节电情景一	5993	3688	2270
节电情景二	5646	2994	1588

如上表所示，若中国化工行业按照节电情景一的模式改变目前的电力消费方式，那么 2020 年化工行业的电力强度降为 2270 千瓦时/万元，与日本目前的技术水平还存在 1180 千瓦时/万元的电耗差距。

如果按照节电情景二的模式，在劳动、技术、体制和电力价格等方面进一步提高，因此节电水平更高，则到 2020 年电力强度进一步下降到 1588 千瓦时/万元，与日本目前的技术水平的差距进一步缩小，但依然还存在接近 500 千瓦时/万元的电耗差距，见下图。

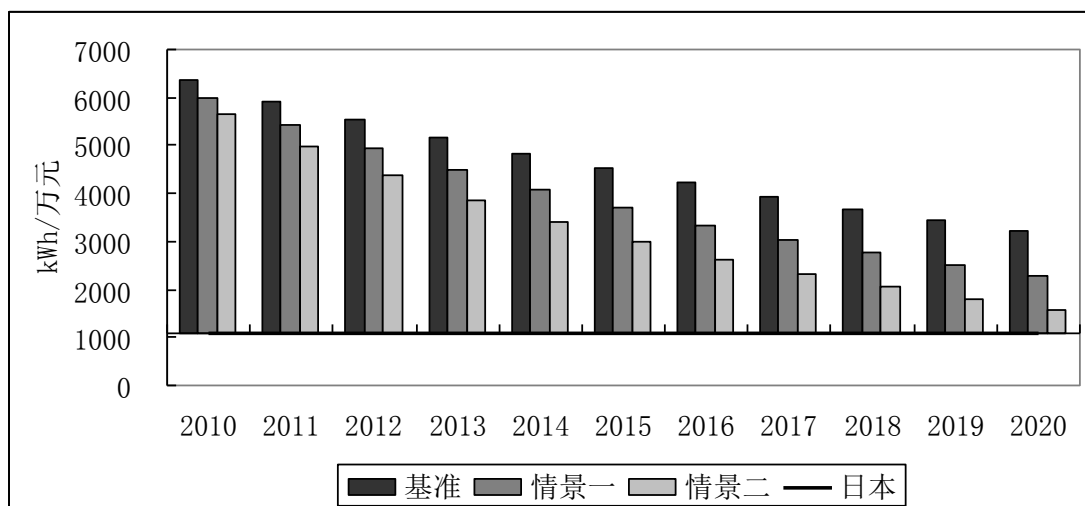


图 2-2-18 不同情景下中国化工行业的节电潜力

总的来说，与影响我国化工行业电力消费的各种因素的历史发展趋势，以及它们的实际发展潜力，随着电力强度的不断下降，中国化工行业的节电潜力在不断缩小；但还必须看到的是，中国化工行业电力强度虽然接近，但不能完全达到日本目前的节电技术水平。

在分析了节电潜力之后，我们进一步分析化工行业的节电量。为此，首先预测行业未来的工业增加值。

这里，根据《石油和化学工业“十一五”发展规划纲要》的要求，即“十一五”期间，化工行业工业增加值保持年均 12% 的发展速度。同时，考虑历年平均通货膨胀率 6%，则据此可以估算 2015 年、2020 年的化工行业工业增加值。

表 2-2-12 中国化工行业工业增加值预测 单位：亿元

	2015 年	2020 年
化工行业工业增加值	6531	8740

何晓萍等（2009）考虑了国内生产总值、城市化、工业化、电价水平等主要影响因素，采用协整模型预测了中国未来电力消费量。预测结果表明，在经济中速发展的情况下，中国的电力消费量在 2015 年为 56560 亿千瓦时，在 2020 年为 75273 亿千瓦时。本文在估计 2015 年、2020 年全社会用电量时采用该文献的预测结果。

为估计未来的节电潜力，我们设置了节电的两种情景。情景一表示电力强度从基准（BAU）情景转向中等节电情景（Moderate scenario）。相应地，情景二则表示电力强度从基准（BAU）情景转向高节电情景（Advanced scenario）。使用前面预测的电力强度和工业增加值，我们计算了 2015 年和 2020 年的节电潜力及各自的节电潜力占当年全社会用电量的比重（见表 2-2-13）。

表 2-2-13 中国化工行业的节电量及其占全社会用电量的比例

年份	节电情景一		节电情景二	
	化工行业节电量（亿 kWh）	占全社会用电量的比例（%）	化工行业节电量（亿 kWh）	占全社会用电量的比例（%）
2015 年	351	0.62	716	0.95
2020 年	648	1.14	1237	1.64

注：2015 年全社会用电量为 5.66 万亿千瓦时，2020 年全社会用电量为 7.53 万亿千瓦时，何晓萍等（2009）。

从上表中可知，中国化工行业未来节电潜力较大。若中国化工行业从电力消费现状模式转入节电情景一模式，2020 年，可节电 648 亿千瓦时，占 2020 年全社会用电量的 1.14%；若中国化工行业由电力消费现状模式转入节电情景二模式，到 2020 年，可节电 1237 亿千瓦时，占全社会用电量的 1.64%。这表明，中国化工行业未来的节电量相当可观。

（5）误差修正模型

在考察长期均衡方程之后，我们接下来考虑变量之间的短期动态特性。对此，在检验协整关系的基础上，可以进一步建立将短期波动与长期均衡联系起来的向量误差修正模型（ECM）（见表 2-2-14）。

表 2-2-14 误差修正模型

因变量： ΔE ；方法：最小二乘法；样本区间（经调整）：1992-2008；包含的观察样本：经终点调整后为 17 个。				
变量	系数	标准差	t-统计量	概率

(Y(-1))	-1.1130	0.2940	-3.7857	0.0193
(Y(-2))	0.5541	0.2242	2.4712	0.0689
(X4(-1))	-0.3903	0.0821	-4.7557	0.0089
(X4(-2))	0.1752	0.0516	3.3994	0.0273
(X4)	-0.4476	0.0674	-6.6442	0.0027
(X8(-1))	0.6593	0.2209	2.9852	0.0405
(X8)	1.4441	0.2133	6.7698	0.0025
(X9(-1))	0.0198	0.0342	0.5776	0.5945
(X9)	-0.1740	0.0544	-3.2009	0.0329
(X13(-1))	2.2009	0.3544	6.2095	0.0034
(X13)	-1.8047	0.3315	-5.4449	0.0055
ECM(-1)	-0.8259	0.3375	-2.4474	0.0706
C	-0.4037	0.0476	-8.4835	0.0011
调整之后的 R^2	0.9000			
Durbin-Watson 统计量	2.1922			
Breusch-Godfrey 序列相关 LM 检验	F-统计量=0.1693(0.8552) 观测数* R^2 =2.4609(0.2922)			
Jarque-Bera 正态检验	0.004164			
White 的异方差检验	F=0.2508			
自回归条件异方差(ARCH) 检验	F=0.1668			
RESET	F=1.3598			

在误差修正模型中，技术、劳动、体制和电力价格都是化工行业电力强度的决定因素。误差修正系数为-0.83 并在 5%的水平显著，这表明中国化工行业电力强度的短期波动较大，平均每年对上年偏离长期均衡水平的短期调整幅度为 83%。

表 2-2-14 也给出了诊断检验结果。其中包括用于检验残差一阶自相关的 DW 检验、检验残差高阶自相关的 LM 检验、自回归条件异方差（ARCH）的 LM 检验，Jarque-Bera 正态检验，White 的异方差检验，以及 Ramsey 的函数形式的再

检验。检验结果表明，各检验统计量都不显著。这表明误差修正模型的界定正确，并且残差是白噪声的。

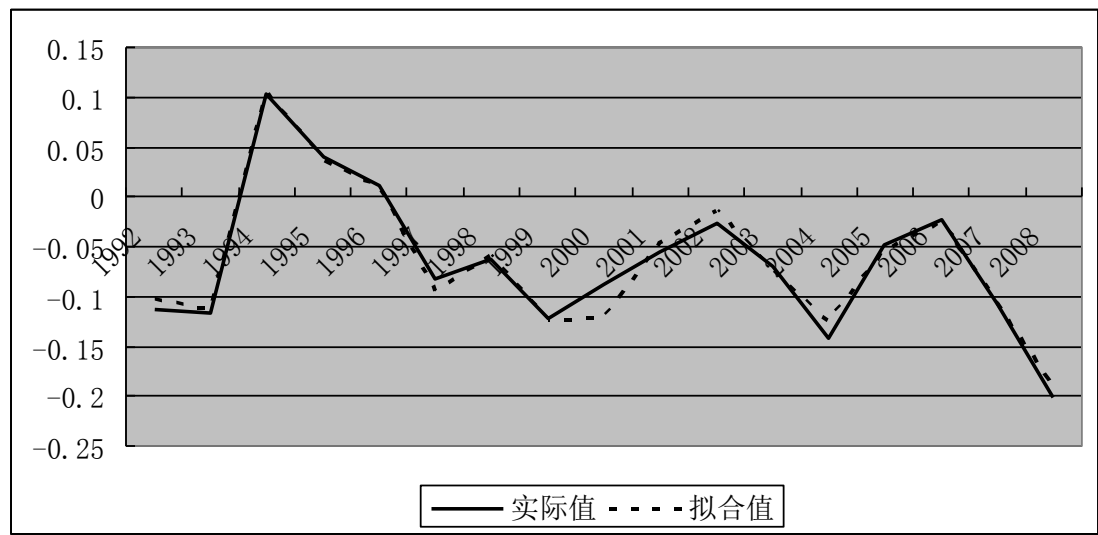


图 2-2-19 实际值与拟合值

上图反映出模型的良好拟合效果。而参数稳定性检验 CUSUM 表明了模型参数的稳健性（图 2-2-20）。

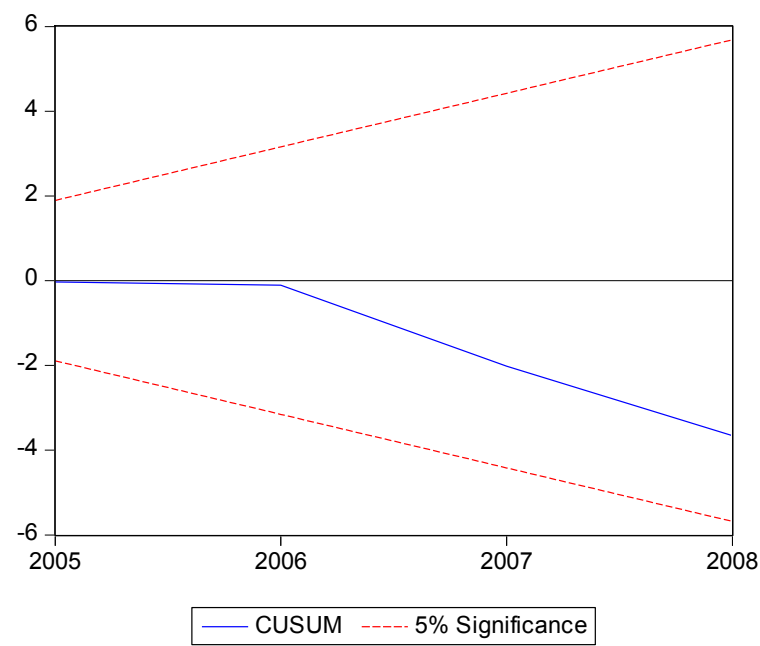


图 2-2-20 递推残差的累计和（虚线表示 5%边界）

四、结论及政策含义

（1）结论

为研究中国化工行业的节电潜力，本部分使用年度时间序列数据估计了1989-2008年该行业技术、劳动、电价和行业体制的电力强度弹性，应用协整分析技术和误差修正模型本文估计了电力强度，并且考察了技术、劳动、电价和行业体制的电力强度长期与短期弹性。之后的蒙特卡洛风险分析表明，为提高行业的用电效率，进一步缩小节电潜力，需要更为积极的节能政策。而情景分析法则得出，在各种节能政策的推动下，未来的电力强度的下降幅度会更大、节电潜力的会进一步缩小、由此所导致的节电量也较为可观的结果。将主要结论如下：

首先，解释变量与被解释变量之间存在一个长期稳定的关系。正如所预期的那样，技术、劳动、企业规模和电力价格的提高有助于降低电力强度。

其次，在过去的20年里，技术和企业规模变量极大地促进了电力强度的下降。正如预期的那样，技术的进步以及表现为行业结构调整、企业兼并重组与壮大的企业规模效应更为显著地降低了电力强度。此外，劳动生产率在降低电力强度中也发挥了重要作用。长期来看，与技术、劳动生产率和企业规模相比，价格的弹性较小，我们认为这主要由中国对电价的管制以及由此导致的电价对节能的调控力度有限造成。

最后，误差修正模型表明，技术、劳动生产率、企业规模和电价也是短期内决定行业电力强度的主要因素。所估计的误差修正系数-0.826表明了趋向均衡水平的调整力度。

（2）政策建议

实现一个特定行业的节电降耗不仅是一个技术问题，它也是一个包含价格、劳动生产率和企业规模等各种因素的系统工程。根据本文所获得弹性可以确定未来节能政策的方向和重点。

首先，在长期均衡方程（2-2-10）中，技术的电力弹性值最大（-0.25），体制与劳动生产率次之，电价的弹性最小。这就决定了政府或相关部门在节电降耗

中的政策重点和方向，即首先应当通过技术进步来促进节能。对此，可以通过两种方式来实施，一是根据国务院颁布的《产业结构调整指导目录》加速淘汰落后的产能，尤其是那些工艺技术落后、产品质量差、安全隐患大、环境污染严重的落后产能。二是增加科研投入，尤其是进一步提高科研经费在销售收入中的比重。

其次，代表行业体制变化的企业平均规模是一个显著的节电影响因素。因此，通过认真落实和完善企业兼并重组的政策措施提高企业规模是非常必要的。同时，为提高劳动生产率，培养高素质企业人才和进一步提高科研人员的比重是十分重要的。

最后，尽管价格的电力弹性最小，但价格的刺激作用不容忽视。对化工行业来说，上游的原材料受石油涨价影响而不断涨价，但下游产品的竞争又相对激烈，产品提价几乎不可能，因此，在上游原材料不断涨价的情况下，只有通过降低电耗来控制成本。因此，提高电价对化工行业高耗电产品而言有较强的激励作用。跟发达国家对比发现，我国工业电价水平在世界上处于中等偏低的水平。一方面，中国电力市场的市场化程度依然还不充分；另一方面，地方政府为保护合成氨、电石等这些高耗电化工产品的生存与发展，往往采取优惠电价政策，这不仅不利于企业的节电投资，反而助长了一批小而散的相对落后产能的投资建设。因此，为促进包括化工行业在内的整个工业部门的节能降耗，短期内取消各地实行的优惠电价政策，积极落实国家发改委颁布的差别电价政策，长期内则需要国家进一步改革中国的电力定价体制。

本章参考文献：

- Akbari, H., Konopacki, S., 2005. Calculating energy-saving potentials of heat-island reduction strategies, *Energy Policy* 33 (6), 721–756.
- Al-Ghandoor, A., Al-Hinti, I., Jaber, J.O., Sawalha, S.A., 2008. Electricity consumption and associated GHG emissions of the Jordanian industrial sector: empirical analysis and future projection. *Energy Policy* 36, 258-267.
- Al-Ghandoor, A., Jaber, J.O., Al-Hinti, I., Mansour, I.M., 2009. Residential past and future energy consumption: potential savings and environmental impact.

- Renewable and Sustainable Energy Reviews 13, 1262-1274.
- Al-Hinti, I., Al-Ghandoor, A., Akash, B., Abu-Nada, E., 2007. Energy saving and CO₂ mitigation through restructuring Jordan's transportation sector: The diesel passenger cars scenario, *Energy Policy* 35 (10), 5003-5011.
- Andersen, F.M., Christensen, M.S., Jensen, O.M., Kofoed, N.U., Morthorst, P.E., 2008. Second-home electricity consumption, *Energy Policy* 36 (1), 280-289.
- Armstrong, G., Kotler, P.. *Marketing: An introduction*. 5th ed. Upper Saddle River, New Jersey: Prentice Hall; 2000.
- Arroyo-Cabañas, F.G., Aguillón-Martínez, J.E., Ambríz-García, J.J., Canizal, G., 2009. Electric energy saving potential by substitution of domestic refrigerators in Mexico, *Energy Policy* 37 (11), 4737-4742.
- Atakhanova, Z., Howie, P., 2007. Electricity demand in Kazakhstan, *Energy Policy* 35 (7), 3729-3743.
- Ang, B.W., 1995. Multilevel decomposition of industrial energy consumption. *Energy Economics* 17, 39-51.
- Barker, T., Ekins, P., Foxon, T., 2007. Macroeconomic effects of efficiency policies for energy-intensive industries: The case of the UK Climate Change Agreements, 2000–2010, *Energy Economics* 29 (4), 760–778.
- Barker, T., Ekins, P., Foxon, T., 2007. The macro-economic rebound effect and the UK economy, *Energy Policy* 35 (10), 4935–4946.
- Bhattacharyya, S.C., Ussanrassamee, A., 2005. Changes in energy intensities of Thai industry between 1981 and 2000: a decomposition analysis. *Energy Policy* 33, 995-1002.
- Bianco, V., Manca, O., Nardini, S., 2009. Electricity consumption forecasting in Italy using linear regression models. *Energy* 34, 1413-1421.
- Blumstein, C., Stoft, S.E., 1995. Technical efficiency, production functions and conservation supply curves. *Energy Policy* 23, 765-768.
- Bompard, E., Gross, G., Choice Getal. The role of load demand elasticity in congestion management and pricing. *Power Engineering Society Summer Meeting, Singapore 2000*; 4: 2229~2234.

- Boonekamp, P.G.M., 2006. Evaluation of methods used to determine realized energy savings, *Energy Policy* 34 (18), 3977–3992.
- Chan, D.Y.L., Yang, K.H., Hsu, C.H., Chien, M.H., Hong, G.B., 2007. Current situation of energy conservation in high energy-consuming industries in Taiwan, *Energy Policy* 35 (1), 202–209.
- Chan, D.Y.L., Yang, K.H., Lee, J.D., Hong, G.B., 2010. The case study of furnace use and energy conservation in iron and steel industry. *Energy* 35, 1665-1670.
- Cho, Y.S., Lee, J.S., Kim, T.Y., 2007. The impact of ICT investment and energy price on industrial electricity demand: Dynamic growth model approach, *Energy Policy* 35 (9), 4730-4738.
- Crompton, P., Lesourd, J.B., 2008. Economies of scale in global iron-making. *Resources Policy* 33, 74-82.
- Dickey, D.A., Fuller, W.A., 1979. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association* 74, 427–431.
- Dieperink, C., Brand, I., Vermeulen, W., 2004. Diffusion of energy-saving innovations in industry and the built environment: Dutch studies as inputs for a more integrated analytical framework, *Energy Policy* 32 (6), 773-784.
- Engle, R.F. and Granger, C.W.J., 1987. Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, *Econometrica* 55, 251-276.
- Farla, C.M., Blok, K., 2001. The quality of energy intensity indicators for international comparison in the iron and steel industry. *Energy Policy* 29, 523-543.
- Feng, T.W., Sun, L.Y., Zhang, Y., 2009. The relationship between energy consumption structure, economic structure and energy intensity in China, *Energy Policy* 37 (12), 5475-5483.
- Galera, F., Jesús M. Zaratiegui. Welfare and Output in Third-Degree Price Discrimination: a Note. *International Journal of Industrial Organization* 2006; 24(3): 605-611.
- Ghosh, S., 2006. Future demand of petroleum products in India. *Energy Policy* 34, 2032-2037.

- Hasanbeigi, A., Menke, C., Therdyothin, A., 2010. The use of conservation supply curves in energy policy and economic analysis: the case study of Thai cement industry. *Energy Policy* 38, 392-405.
- He, J.K., Liu, B., Zhang, A.L., 2006. Analysis of the effect and potential of energy conservation in China, *Energy Policy* 34 (18), 3702-3708.
- Hidalgo, I., Szabo, L., Ciscar, J.C., Soria, A., 2005. Technological prospects and co2 emission trading analyses in the iron and steel industry: a global model. *Energy* 30, 583-610.
- Honma, S., Hu, J.L., 2008. Total-factor energy efficiency of regions in Japan. *Energy Policy* 36, 821-833.
- Hu, J.L., Wang, S.C., 2006. Total-factor energy efficiency of regions in China, *Energy Policy* 34 (17), 3206-3217.
- Hu, J.L., Kao, C.H., 2007. Efficient energy-saving targets for APEC economies. *Energy Policy* 35, 373-382.
- Hunt, L.C., Lynk, E.L., 1992. Industrial energy demand in the UK: a cointegration approach. Chapter5. In: Hawdon, D. (Ed.), *Energy Demand: Evidence and Expectations*. Academic Press, London, UK, pp.143–162.
- Huntington, H.G., 1989. The impact of sectoral shifts in industry on US energy demand. *Energy* 14, 363-372.
- IEA, 2006. *Energy technology perspective: scenarios & strategies to 2050*. IEA/OECD, Paris.
- IEA, 2009. *Key World Energy Statistics 2009*, Paris.
- Japan Statistical Yearbook, available at < <http://www.stat.go.jp/english/>>.
- Jeon, Seonghoon. Ramsey pricing in one-way and two-way interconnection between telephone networks. *Economics. Bulletin* 2002; 12(3): 1~9.
- Johansen, S., 1995. *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*, Oxford University Press, Oxford.
- Johansen, S., Juselius, K., 1990. Maximum likelihood estimation and inferences on cointegration with applications to the demand for money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52, 169-210.

- Kawamoto, K., Shimoda, Y., Mizuno, M., 2004. Energy saving potential of office equipment power management. *Energy and Buildings* 36, 915-923.
- Koomey, J.G., Atkinson, C., Meier, A., McMahon, J.E., Boghosian, S., Atkinson, B., Turiel, I., Levine, M.D., Nordman, B., Chan, P., 1991. The potential for electricity efficiency improvements in the U.S. residential sector, Energy Analysis Program Energy Analysis Program, Lawrence Berkeley Laboratory.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P., Shin, Y., 1992. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: how sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of Econometrics* 54 (1-3), 159–178.
- Lady, G.M., 2010. Evaluating long term forecasts. *Energy Economics* 32, 450-457.
- Lai, T.M., To, W.M., Lo, W.C., Choy, Y.S., 2008. Modeling of electricity consumption in the Asian gaming and tourism center-Macao SAR, People's Republic of China. *Energy* 33, 679-688.
- Li, J., 2008. Towards a low-carbon future in China's building sector—A review of energy and climate models forecast, *Energy Policy* 36 (5), 1736-1747.
- Li, L., Chen, C.H., Xie, S.C., Huang, C., Cheng, Z., Wang, H.L., Wang, Y.J., Huang, H.Y., Lu, J., Dhakal, S., 2010. Energy demand and carbon emissions under different development scenarios for Shanghai, China, *Energy Policy* 38 (9), 4797-4807.
- Lin, B.Q., 2003. Electricity demand in the People's Republic of China: investment requirement and environmental impact. Asian Development Bank, Working Paper No. 37.
- Liu, N., Ang, B.W., 2007. Factors shaping aggregate energy intensity trend for industry: Energy intensity versus product mix. *Energy Economics* 29, 609-635.
- MacKinnon, J.G., Haug, A.A., Michelis, L., 1999. Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration, *Journal of Applied Econometrics* 14 (5), 563-577.
- Meier, A., Rosenfeld, A.H., 1982. Supply curves of conserved energy for California's residential sector. *Energy* 7, 347-358.

- Mukherjee, K., 2008. Energy use efficiency in the Indian manufacturing sector: An interstate analysis, *Energy Policy* 36, 662-672.
- Narayan, P.K., Smyth, R., Prasad, A., 2007. Electricity consumption in G7 countries: A panel cointegration analysis of residential demand elasticities. *Energy Policy* 35, 4485-4494.
- Neelis, M., Patel, M., Blok, K., Haije, W., Bach, P., 2007. Approximation of theoretical energy-saving potentials for the petrochemical industry using energy balances for 68 key processes. *Energy* 32, 1104-1123.
- Ouyang, J.L., Ge, J., Hokao, K., 2009. Economic analysis of energy-saving renovation measures for urban existing residential buildings in China based on thermal simulation and site investigation, *Energy Policy* 37 (1), 140-149.
- Pacudan, R., Guzman, E.D., 2002. Impact of energy efficiency policy to productive efficiency of electricity distribution industry in Philippines. *Energy Economics* 24, 41-54.
- Pao, H.T., 2009. Forecast of electricity consumption and economic growth in Taiwan by state space modeling. *Energy* 34, 1779-1791.
- Phillips, P.C.B., Perron, P., 1988. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika* 75 (2), 335-346.
- Pitts, A., Saleh, J.B., 2007. Potential for energy saving in building transition spaces. *Energy and Buildings* 39, 815-822.
- Polemis, M.L., 2006. Empirical assessment of the determinants of road energy demand in Greece, *Energy Economics* 28 (3), 385-403.
- Polemis, M.L., 2007. Modeling industrial energy demand in Greece using cointegration techniques, *Energy Policy* 35 (8), 4039-4050.
- Ramsey F. P.. A Contribution to the Theory of Taxation, *Economics Journal* 1927; 37(145): 47-61.
- Sabuhoro, J.B., Larue, B., 1997. The Market efficiency hypothesis: the case of coffee and cocoa futures, *Agricultural Economics* 16 (3), 171-184.
- Saidur, R., 2009. Energy consumption, energy savings, and emission analysis in Malaysian office buildings, *Energy Policy* 37 (10), 4104-4113.

- Sheinbaum, C., Martínez, M., Rodríguez, L., 1996. Trends and prospects in Mexican residential energy use, *Energy* 21(6), 493-504.
- Stoft, S., 1996. Analysis of the California WEPEX applications to FERC. Working paper, University of California Energy Institute.
- Subrahmanya, M.H.B., 2006. Labour productivity, energy intensity and economic performance in small enterprises: A study of brick enterprises cluster in India, *Energy Conversion and Management* 47, 763-777.
- Tanaka, K., 2008. Assessment of energy efficiency performance measures in industry and their application for policy. *Energy Policy* 36, 2887-2902.
- W. Kip, Viscusi, John, M., Vernon, Joseph, E., Harrington, Jr.. *Economics of Regulation and Antitrust*. 2 Sub ed. MIT Press; 1995.
- World steel Association, available at < <http://www.worldsteel.org/> >.
- Worrell, E., 1995. Advanced technologies and energy efficiency in the iron and steel industry in China. *Energy for Sustainable Development* 2, 27-40.
- Worrell, E., Martin, N., Price, L., 2000. Potentials for energy efficiency improvement in the US cement industry, *Energy* 25, 1189–1214.
- Xian-dong Tan. Constitution of multi-Agent to study influence of discriminating power price on sectors. *Journal of Central South University*. 2008; 39(1): 172-177.
- Yuan, C.Q., Liu, S.F., Wu, J.L., 2009. Research on energy-saving effect of technological progress based on Cobb–Douglas production function, *Energy Policy* 37, 2842-2846.
- Zhang, J.L., Wang, G.S., 2008. Energy saving technologies and productive efficiency in the Chinese iron and steel sector. *Energy* 33, 525-537.
- Zhou, P., Ang, B.W., 2008. Linear programming models for measuring economy-wide energy efficiency performance. *Energy Policy* 36, 2911-2916.
- CEIC中国数据库, <<http://ceicdata.securities.com/cdmWeb/>>。
- 何晓萍、刘希颖、林艳苹, 2009: 《中国城市化进程中的电力需求预测》, 《经济研究》第1期。

- 郝寿义、王家庭、张换兆, 2007:《日本工业化、城市化与农地制度演进的历史考察》,《日本学刊》第1期。
- 史丹, 2006:《中国能源效率的地区差异与节能潜力分析》,《中国工业经济》第10期。
- 施应玲、孙艺新, 2007:《对售电价格管制模型的经济思考》,《华北电力大学学报》第1期。
- 施应玲、孙艺新、谭忠富、庞南生, 2008:《差别电价效应及影响因素的系统动力学分析》,《技术经济》第8期。
- 施应玲、孙艺新、谭忠富、庞南生,《差别电价传导机制及延迟性的系统动力学模拟》,《技术经济》第3期。
- 孙艺新,《我国差别电价政策的理论探讨》,《价格月刊》第10期。
- 王维兴,《科学评价我国钢铁工业CO₂排放》,
<http://www.chinasie.org.cn/01guwen_xx.asp?id=23350>
- 张延群, 姜峰, 2009:《中国经济中长期增长潜力分析与预测: 2008-2020年》,《数量经济技术经济研究》第12期。
- 中国能源统计年鉴(2008), 中国统计出版社, 北京。
- 中国化学工业年鉴(1990-2008), 化学工业出版社, 北京。
- 中国劳动统计年鉴(1990-2009), 中国统计出版社, 北京。
- 中国石油和化学工业联合会, 2009:《石化产业调整与振兴规划》,
<<http://www.cpcia.org.cn/news/view.asp?id=66204>>
- 中国统计年鉴(1990-2009), 中国统计出版社, 北京。
- 中国石油和化学工业联合会, 化学工业主要耗能产品国内外能效水平比较研究(摘要), <http://www.cpcia.org.cn/html/news/20094/65583_33.shtml>
- 中国科技统计年鉴(1995-2008), 化学工业出版社, 北京。
- 中国钢铁工业年鉴(1995-2008),《中国钢铁工业年鉴》编辑部, 北京。
- 朱及天, 2006:《我国钢铁需求预测及铁矿资源安全供给对策》,《金属矿山》第10期。

第三章 中国居民电价改革——基于阶梯电价设计

第一节 中国居民电力需求及价格

3.1.1 中国居民电力消费的基本情况

近年来，中国的电力需求增长速度高于一次能源需求的增长速度，2000 年至 2009 年，中国一次能源消费增长了 2.2 倍，同期电力消费增长了 2.7 倍。其中，居民生活用电的增长率要略高于同期全社会用电量增长率，2009 年中国城乡居民生活用电合计 4571 亿千瓦时，同比增长 11.9%，占全社会用电量 12.5%¹。2009 年中国居民电力消费为 4571 亿千瓦时，占全社会电力消费量的 12.5%，比上年增长 11.9%。2008 年人均居民生活用电 303.84 千瓦时，全国平均居民生活用电销售电价为 469.12 元/千千瓦时²，人均生活用电支出为 142.54 元，约占 2008 年居民人均可支配收入的 1.45%，居民人均消费支出的 1.64%。

我们收集并分析了中国 30 个省市自治区 2007 年的居民生活用电量，居民电价，以及人均收入的情况（图 3-1-1）。图 3-1-1 横轴表示 30 个省份，按 2007 年人均 GDP 的高低从左至右排列。通过对比人均居民生活用电量，我们发现人均收入较高的省份，人均居民生活用电量一般较高。柱状图表示各地区的年人均居民生活用电量。在人均 GDP 最高的 10 个地区中，除了山东省外，其余 9 个地区年人均居民生活用电量都在 300 千瓦时以上，其中 6 个地区超过了 400 千瓦时。而人均 GDP 最低的 9 个地区，年人均居民生活用电量都不足 200 千瓦时。但是，尽管各地区人均收入与用电量有较大差异，各地区居民生活用电支出占人均居民消费支出的比重却比较稳定（图 3-1-1 中折线显示），大部分都集中在 1.5%至 2.0%的区间内。因此，居民收入的差异会影响居民生活用电量，但是居民生活用电支出比重存在一个相对稳定的区间。

¹ 2008 年全国电力工业统计快报，中电联。

² 2008 电价执行情况监管报告，国家电力监管委员会。

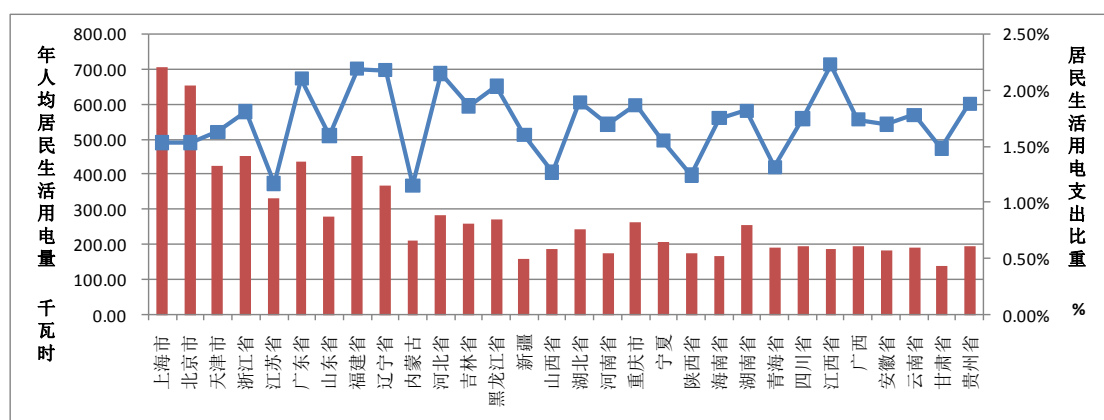


图3-1-1 2007年中国30个地区居民生活用电情况

利用 2000-2007 年 30 个省份的数据，进一步分析居民收入差异、地区电价差异同居民生活用电量之间的关系。在图 3-1-2 中，横轴表示以 2000 年不变价计的人均居民收入，纵轴表示人均居民生活用电量。通过 240 个样本点反映居民收入和居民生活用电量之间有很强的正相关关系，收入越高，用电量也越大。图 3-1-3 显示了 2000 年至 2007 年 30 个地区人均居民生活用电量同各地电价之间的关系，横轴表示各地的居民电价水平，纵轴表示人均居民生活用电量。发现 240 个样本点相对比较随机，电价与用电量之间的相关关系并不明显。我们将 240 个样本点按收入高低分成三组，观察各组电价与用电量之间的相关关系。通过分组，我们发现在低收入组别电价与用电量负相关关系较明显，电价越高，用电量越低。中收入组别呈现出斜率较小的负相关关系，而高收入组别的相关关系不明显。但是无论哪一组别，居民电价与用电量之间的相关关系都不如收入与用电量之间的关系明显。因此，在现行居民电价水平之下，收入对用电量的影响可能要大于电价对用电量的影响，而且电价的影响程度在低收入群体中更加明显。该发现与 Holtedahl and Joutz（2004）对台湾省的研究结果相同。在下文中，我们将进一步通过实证分析，研究居民用电的收入弹性与价格弹性。

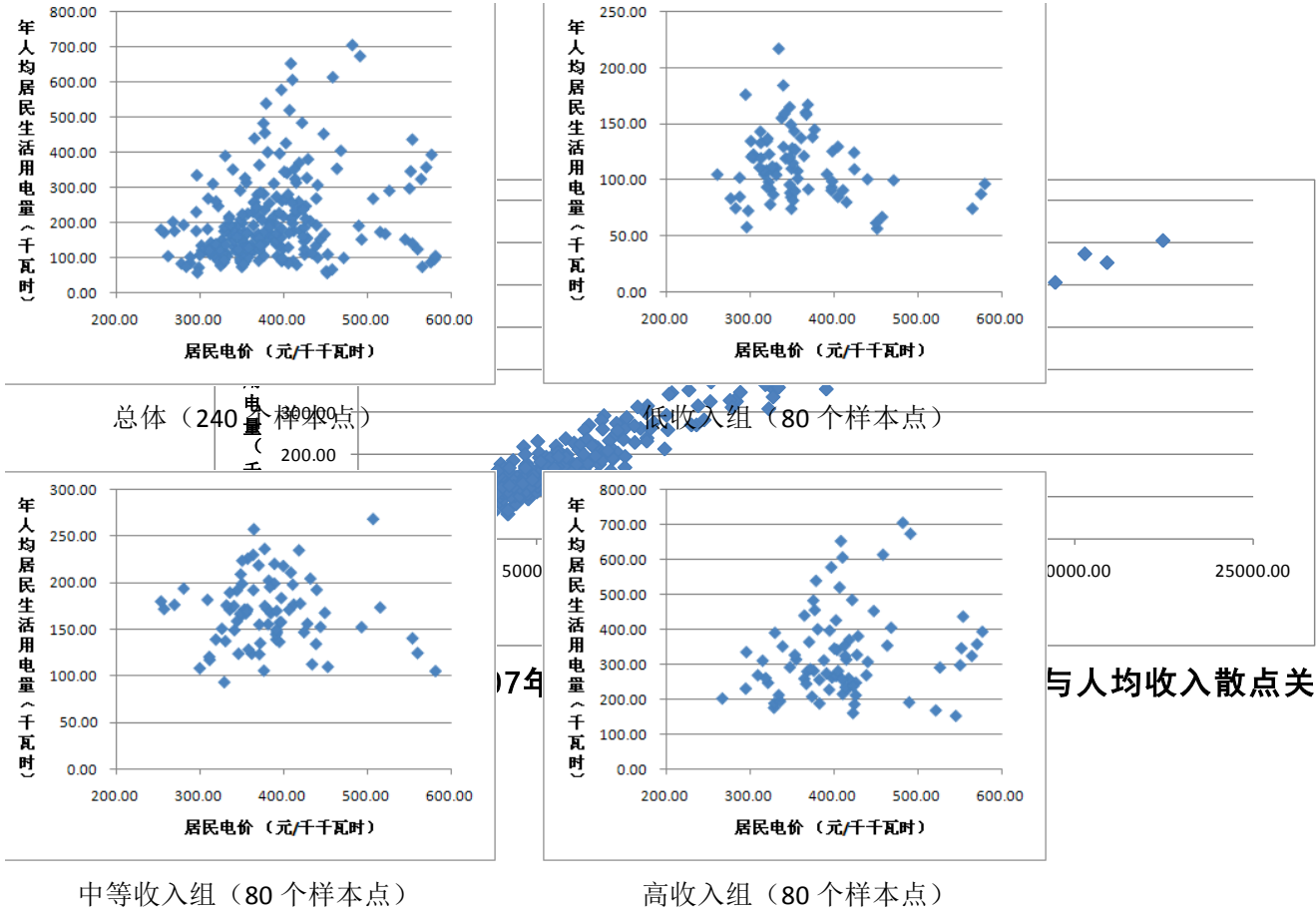


图3-1-3 中国人均居民生活用电与电价水平散点关系图

3.1.2 中国居民用电价格的基本情况

在中国，电力是由国有电网公司提供的，而电价是由中央政府控制的。中国对居民生活用电一直采取适度的保护政策，居民电价长期低于其边际成本与工业和商业电价。以工业和商业的电价收益补贴居民电价亏损，这是一种交叉补贴。现行的不加区分、城乡同价的居民电价机制，也不能够体现用电效率，同时还会影响社会公平。一般而言，高收入居民的电力消费量高于低收入居民，而他们支付着相同的电价，简单地采用用电量乘以相同电价的计价模式，无疑使得高电力消费量的高收入居民得到更多的补贴，而真正需要补贴的低收入居民却享受较少。林伯强等（2009）计算了在现行居民电价体制下，占人口数 27% 的高收入居民获得了 45% 的补贴，而占人口数 22% 的低收入居民仅获得 10.1%。

在节能减排的大背景下，中国正在努力推进居民电价改革，使之更能反映价格信号，然而，其整体电价改革却较为缓慢。国家发改委 2008 年与 2009 年两次对销售电价进行了上调，但两次上调均未涉及对居民电价的调整。政府对居民电价改革一直保持着一种谨慎的态度。这一点是可以理解的，因为政府在制定电价政策时，需要考虑如社会稳定、经济发展等多方面因素。然而，目前政府清楚地意识到，需要有一个更为灵活的电价改革来反映供电成本并提高用电效率¹。2009 年 11 月，政府提出对居民电价推行阶梯电价的改革方案，即根据居民的不同用电量制定不同的价格。该方案按用电量将居民用电分成基本用电、正常用电和奢侈用电三档，针对每一档的消费制定不同的电价水平，用电越多，电价就越高。在这一计划下，以基本电力需求为限，该范围内的居民用电价仍被征以补贴后的价格；高出基本用电量并在正常用电量之内的电力价格，将较前一档更高；而超出基本用电档的电力消费，电价将进一步提高。

事实上，发达国家和地区已较普遍地实行了居民生活用电的阶梯电价机制。日本针对居民用电采用分段阶梯式递增电价，第一段是生活必需用电，为 120 千瓦时，电价最低；第二段为 121 至 250 千瓦时，电价基本同电力平均成本持平。第三段是 250 千瓦时以上，电价最高。美国部分地区也采用阶梯式电价，制定生命线电价，将补贴用到了最需要的群体中。高于生命线用电量限额的，电价随用电量增加而逐步增加以弥补用于补贴的支出。

¹ 此处的效率意指更广泛的内容，包括经济、社会与环境目标。

阶梯电价是实现社会平等和提高社会福利非常重要的工具。首先，阶梯递增电价符合边际成本定价的原则。一般说来，居民用电集中于峰荷用电，增加了峰时电网负荷，为满足该需求，发电的边际成本会不断增加（一方面调峰机组的设备利用率低，发电的边际成本较高；另一方面负荷越高对电网的要求也越高。因此，随着用电量越多，负荷曲线的峰值越高，相应的电力边际成本就越贵。）。换言之，居民用电越多，对应的发电的边际成本越高。在目前单一电价的情况下，发电的成本信息并不能被电价所表示，而阶梯电价则可以很好地反映持续上升的发电的边际成本。其次，阶梯递增电价同时遵循拉姆齐定价（Ramsey, 1927）法则。拉姆齐定价法则也被称作反弹性定价法则，即在垄断企业的预算约束下为达到社会福利的最大化，针对不同的需求弹性消费者，制定不同的价格。弹性较低的消费者价格较高，而弹性较高的消费者价格较低。现行单一电价并没有起到抑制更多电力消费的作用，但是阶梯电价却可以区分当价格变化时不同消费群体电力需求的差异化反应。

一般而言，居民收入与家用电器的拥有量成正相关（林伯强等，2009），意味着收入与居民生活用电量存在正相关。相应地，研究消费者对电价变化的反应、估计不同收入阶层居民的电力需求弹性是研究拉姆齐定价法则和阶梯定价的基础(Reiss 和 White, 2005)。

第二节 居民电力需求的收入和价格弹性的实证研究

3.2.1 模型介绍

阶梯电价机制是否比其他电价机制更公平很大程度上取决于消费者对于价格变化的反应。因此，研究居民用电需求弹性是运用拉姆齐定价法则设计阶梯递增电价的基础。

阶梯递增电价改革的目的涵盖了成本回收、保证社会公平、提高能效及降低排放。在完全竞争性的市场，边际成本定价法则是实现社会福利最大化的最优策略（Hotelling, 1938）。但在一些存在自然垄断的公用事业部门，边际成本定价法则会造成利润损失甚至总福利水平的下降。因此政府必须对其进行必要的规制。从社会福利和经济效率双重目标角度考虑，相对于竞争市场下边际成本定价

法则,拉姆齐定价法能够实现受政府规制的公用事业部门盈亏平衡下的福利最大化 (Boiteux, 1956; Egbert, 1991)。

拉姆齐 (Ramsey, 1927) 首先提出了最优税收理论, 后来法国经济学家博伊塔克 (Boiteux, 1956) 将其理论扩展, 提出了基于企业收支平衡前提下, 实现社会福利最大化的拉姆齐-博伊塔克反弹性定价规则。之后, 鲍莫尔和布莱德福特 (Baumol & Bradford, 1970)、米尔利斯 (Mirrlees, 1971) 发展了拉姆齐定价与最优税收理论。该定价法则一般用于固定成本比较大的公用事业部门产品定价, 如电力、铁路、自来水等等。根据拉姆齐定价法则, 价格水平应该与需求的价格弹性反向变动, 即弹性更大的消费群体面对更低的价格。美国发电市场部分放松管制后根据不同客户对输配电价敏感性差异的拉姆齐定价 (Berry, 2000; Berry, 2002)。美国自来水公用事业部分根据边际成本和拉姆齐定价法设计了自来水价形成机制 (Kim, 1995)。日本电力部门依据电力成本与需求函数进行拉姆齐定价的实证研究表明, 从现实电价到拉姆齐电价的调整需要大幅度提高居民用电价格同时对工业电价进行轻度下调 (Matsukawa et al., 1993)。同时, Sueyoshi (1999) 探讨了日本电力公司的边际定价与拉姆齐定价的差异。Vuuren (2002) 认为荷兰的铁路部门基于价格弹性的拉姆齐定价实现了社会福利的帕累托改进。Faruqui 和 George (2005) 研究不同阶梯电价方案发现, 反映生命线电价结构的阶梯递增电价方案各阶梯之间电价的差距可能大于仅反映供电成本的阶梯电价方案。Haney 等(2009) 强调合理的收费结构可以提高电力使用效率以及减少 CO₂ 排放。Raineri 和 Giaconi (2005), Savolainen (2004) 分析了政府规制下的各种定价规则对智利以及芬兰社会福利的影响。

阶梯电价是一种非线性价格方案, 遵循的是拉姆齐定价法则, 其定价原理为价格在边际成本上的加成同需求价格弹性的倒数成比例, 即

$$\frac{p_i - mc_i}{p_i} = -\frac{\lambda}{1 + \lambda} \cdot \frac{1}{\xi_i} \quad (3-2-1)$$

其中, p_i 为商品 i 的价格, mc_i 为商品 i 的边际成本, ξ_i 为商品 i 价格弹性, λ 是拉格朗日乘子, $\frac{\lambda}{1 + \lambda}$ 被称为拉姆齐乘数, 其中, 拉姆齐乘数恒小于 1。

等式 3-2-1 显示, 电价弹性 ξ_i 的差异, 是分析阶梯电价制定的关键。中国政

府一直试图对居民电价采取相对稳健的政策，致使较难从居民电力需求 $Q_i(p_i)$ 中很难估计其需求价格弹性 ξ_i 。但按照非线性定价的原理（Wilson，1996），消费者异质性导致不同类型的消费者即使面临同样的价格变化，其购买量也可能存在较大差异。也就是说，价格弹性 ξ_i 不单单是一个关于价格的函数，它还和消费者的类型有关。此类问题由以下公式给出：

$$\frac{p_i(\mu) - mc_i}{p_i(\mu)} = -\frac{\lambda}{1 + \lambda} \cdot \frac{1}{\xi_i(p_i(\mu), \mu)} \quad (3-2-2)$$

上式中 μ 表示消费者的类型，不同类型的消费者其购买力和商品需求存在差异，换句话说，需求量 Q_i 是一个关于 μ 的函数。同时根据反需求函数 $p_i(Q_i)$ ，可以得到价格 p_i 与消费者类型 μ 之间的关系。我们把收入作为划分消费者异质性的标准，因此收入差异引起了不同群体的需求差异，导致价格弹性 $\xi_i(p_i(\mu), \mu)$ 根据收入不同而产生不同，成为设计拉姆齐定价机制的关键（Kim，1995）。

在现行居民电价相对固定的情况下，由于收入差别将体现出价格弹性不同，因此我们除了实证分析平均价格弹性外，还将研究不同收入群体在现行价格水平下的价格弹性。我们的实证研究分为两个部分，第一部分采用固定弹性模型研究居民生活用电平均价格弹性与平均收入弹性，接着按收入高低对样本进行分组，分析不同收入组别的居民生活用电价格弹性与收入弹性。在第二部分我们采用面板数据非线性模型进一步研究居民生活用电价格弹性是如何随居民收入和居民电价变化而变化的。

3.2.2 实证研究

一、固定弹性模型研究

众多国外居民用电需求弹性的文献认为，居民生活用电需求量会受到居民收入以及电价水平的影响（Filippini 和 Pachauri，2004；Garcia-Cerrutti，2000；Dilaver，2008）。同时从前文的散点图看（图 3-1-2 与图 3-1-3），中国居民生活用电需求量与电价水平和居民收入存在一定关系，因此采用双对数形式设定了基本模型：

$$\text{模型 (1): } \ln yd_{it} = a + b_1 \ln dj_{it} + b_2 \ln sr_{it} \quad (3-2-3)$$

其中 $t = 1, K, T$; $i = 1, K, N$ 分别表示时间与截面, yd 表示年人均居民生活用电量, dj 是平均居民电价水平, sr 是人均收入水平。我们选择中国 30 个省市自治区 (除西藏和台湾), 2000 年至 2007 年居民生活用电量、居民电价以及人均收入等数据¹进行面板数据回归分析。Bose 和 Shukla (1999)、Filippini (1999)、Garcia-Cerrutti (2000) 以及 Narayan et al. (2007) 对居民用电需求弹性研究同样采用了省际或州际的面板数据。

同时, 不同地区之间存在地域差异, 我们认为整体城市化水平与各地气候情况可能对居民电力消费产生的一定影响。因此在基本模型 (1) 的基础上, 我们引入了两个变量, cs 表示各省市自治区的城市化率, qw 表示各年的平均气温情况。Holtedahl 和 Joutz (2004) 对台湾省的居民用电需求弹性研究中也把城市化率与气温因素作为解释变量, 还有 Silk 和 Joutz (1997), Filippini 和 Pachauri (2004) 的研究也考虑了这些因素。我们认为, 城市化及气温与居民生活用电量之间可能都存在正相关关系, 即城市化率越高的地区其地区经济发展程度越好, 居民生活电力消费也可能越大; 平均气温越高的地区, 居民家庭空调、电扇等家用电器的使用更多, 生活电力消费也可能会更高。将模型 (1) 扩展成模型 (2), 表示为:

$$\text{模型 (2): } \ln yd_{it} = a + b_1 \ln dj_{it} + b_2 \ln sr_{it} + b_3 \ln cs_{it} + b_4 \ln qw_{it} \quad (3-2-4)$$

为了防止伪回归, 我们在进行面板数据回归之前, 分析数据的平稳性。首先是对数据进行单位根检验, 检验结果表明, 在 1% 的显著性水平下, 所有变量均为 I (1)。

表 3-2-1 变量数据的单位根检验结果

变量	方法	原序列的 P 值	一阶差分序列 P 值
lnyd	LLC*	0.3258	0.0000
	Fisher-ADF**	0.9999	0.0000
lnsr	LLC	1.0000	0.0000
	Fisher-ADF	1.0000	0.0004

¹中国在每个省份内部的居民电价随时间变动幅度较小, 采用省际面板数据能较有效区分电价水平差异。人均居民用电量来自历年《中国能源统计年鉴》, 为各省城乡合计数额。居民电价水平来自国家电力监管委员会数据, 统一采用各省的居民水电消费指数进行了不变价处理 (2000 年价)。人均收入来自历年《中国统计年鉴》, 采用各省人均 GDP 数据, 并运用各省的 GDP 平减指数进行不变价处理 (2000 年价)。

Indj	LLC	0.1568	0.0000
	Fisher-ADF	0.0781	0.0008
Incs	LLC	0.0000	0.0000
	Fisher-ADF	0.6255	0.0171
lnqw	LLC	0.0000	0.0000
	Fisher-ADF	0.3434	0.0014

注: *LLC (Levin, Lin & Chut) 是同质单位根检验法, **Fisher-ADF 是异质单位根检验法。

基于对结构稳定的分析, 我们对模型 (2) 进行面板协整关系检验, 分别采用 Pedroni 检验和 Kao 检验。Pedroni (1999, 2004) 与 Kao (1999) 将 E-G 两部法协整检验的框架扩展至面板数据领域。Pedroni 提出了一系列允许不同截面之间存在不同截距和趋势系数的协整检验。如下列回归方程式:

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_{1i} x_{1it} + \beta_{2i} x_{2it} + K + \beta_{Mi} x_{Mit} + e_{it} \quad (3-2-5)$$

其中 $t = 1, K, T$; $i = 1, K, N$; $m = 1, K, M$ 。T, N, M 分别表示时期总数, 截面总数和外生变量总数。其中 y 和 x 假定服从一阶单整即 I(1), α_i 与 δ_i 分别表示截面个体的截距效应与趋势效应。Pedroni 检验的零假设为不存在协整关系, 即残差 e_{it} 为 I (1) 过程。从上式中得到 e_{it} 序列通过以下辅助回归判断是否服从一阶单整。

$$e_{it} = \rho_i e_{it-1} + u_{it} \quad (3-2-6)$$

$$\text{或 } e_{it} = \rho_i e_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \psi_{ij} \Delta e_{it-j} + v_{it} \quad (3-2-7)$$

为检验同一个零假设即 $\rho_i = 1$, Pedroni 采用多种方法来构造统计量。基于该零假设有两个备择假设。同质性备择, 即对于所有截面 i 有 $\rho_i = \rho < 1$ 。异质性备择, 即对于所有截面 i 的 $\rho_i < 1$ 。

Kao 检验同 Pedroni 检验的基本方法相类似, 只是在第一阶段回归时只允许包含个体截距效应, 即所有趋势效应为 0, 同时模型中外生变量的系数是齐次的。

在 Kao（1999）的两变量情形中，

$$y_{it} = \alpha_i + \beta x_{it} + e_{it} \tag{3-2-8}$$

$$y_{it} = y_{it-1} + u_{it} \tag{3-2-9}$$

$$x_{it} = x_{it-1} + v_{it} \tag{3-2-10}$$

其中 $t = 1, K, T$; $i = 1, K, N$ 。然后同 Pedroni 方法一样进行辅助回归。基于不存在协整关系的零假设，Kao 构建了服从渐进标准正态分布的 ADF 统计量。对模型（2）五个变量的协整关系检验结果显示，无论是 Pedroni 检验还是 Kao 检验的统计量均显著（在 1%的置信水平下），认为序列之间存在协整关系。

表 3-2-2 变量的面板协整检验结果

Pedroni 检验:			
备择假设类型	统计量	统计量的值	P 值
同质备择检验结果 (common AR coefs)	Panel PP-Statistic	-13.99724	0.0000
	Panel ADF-Statistic	-3.918621	0.0000
异质备择检验结果 (individual AR coefs)	Group PP-Statistic	-19.98376	0.0000
	Group ADF-Statistic	-12.17603	0.0000
Kao 检验:			
		t-Statistic	P 值
ADF 统计量		-4.480436	0.0000

为了进一步分析不同收入群体的价格弹性差异，我们将 30 个地区截面样本按 2007 年的人均收入高低进行分组，组（1）包括全部 30 个地区 240 个样本点，组（2）为人均收入较高的 15 个地区，120 个样本点，组（3）为人均收入较低的 15 个地区，120 个样本点。三组数据均按模型（2）进行面板数据回归。经过 Hausman 检验，结果表明，组（1）P 值小于 0.05 拒绝原假设，随机影响模型中个体影响与解释变量相关，应选择运用固定效应模型。组（2）、组（3）P 值均大于 0.05，所以接受原假设，应建立随机效应模型。

表 3-2-3 模型（2）分组样本实证结果

	组 1：30 个地区		组 2：高收入组		组 3：低收入组	
样本数目	240		120		120	
Hausman 检验	Chi-Sq统 计量	P值	Chi-Sq统 计量	P值	Chi-Sq统 计量	P值
	12.035	0.017	3.397	0.494	4.670	0.322
变量	系数	P值	系数	P值	系数	P值
lnsr	0.7500	0.000	0.7020	0.000	0.8996	0.000
ln dj	-0.1310	0.039	-0.0036	0.977	-0.5757	0.000
ln cs	0.3589	0.000	0.2499	0.017	-0.0428	0.757
ln qw	0.0286	0.001	0.0173	0.099	0.0044	0.578
Adjusted R ²	0.988		0.865		0.799	

表 3-2-3 显示，组（1）的四个解释变量均显著，并且符号都与预期相符，收入、城市化与气温对居民生活用电有正向的影响，而电价水平对居民生活用电量的影响是反向的。组（1）就全国平均水平来看，居民生活用电量的收入弹性在 0.75 左右，而价格弹性为-0.13，与 Wasantha 和 Wilson（2009）、Bose 和 Shukla（1999）、林伯强（2003）的研究结果接近。表明居民生活电力消费同居民总收入水平关系更加密切，收入水平上涨 1%，居民生活电力需求上涨 0.75%，居民收入的差异是影响居民生活用电量的主要原因，Holtedahl 和 Joutz（2004）同样认为居民用电对收入的变化更加敏感。同时，城市化率以及气温状况对居民的用电需求也具有较为明显的影响。从高低收入组别的面板回归分析结果可以看出，无论是组（2）还是组（3），居民收入对居民生活用电量的影响都是显著的，而且高收入组的需求收入弹性系数要小于低收入组的弹性系数，表明收入较高的群体其居民生活用电需求对收入增长的敏感性要小于低收入群体。Dilaver（2008）的研究也获得了类似的结果。对于价格弹性，我们发现高收入组和低收入组出现了明显差别，价格弹性随着收入的不同而不同。组（3）的居民生活用电的需求价格弹性为-0.58，大于组（1）的平均水平。而高收入组（组（2））的居民生活

用电的需求价格弹性接近于零，同时没有通过“零检验”，说明面对目前的电价水平对高收入居民缺乏减少电力消费的激励。该结果与前文的散点图（图 3-1-3）定性分析结果相似，低收入群体对电价的敏感性和相关性要大于高收入群体。此外，组（2）和组（3）结果还显示出，城市化率与气温变化对高收入省份有明显的影响，而对低收入省份的影响不大。

二、非线性面板模型分析

根据模型（2）对以上三组数据的回归结果，居民生活用电收入弹性与人均收入之间呈现出负相关性，Kenneth（2001）研究人均收入与能源需求的非线性增长关系，由消费函数推导出非线性能源需求模型实证分析了亚太、欧美等 28 个国家存在人均收入越高能源的需求增长速度越慢的特征。何晓萍等（2009）通过建立关于中国电力消费与经济增长的非线性面板数据模型分析了电力需求的收入弹性。我们将借鉴 Kenneth（2001）的非线性模型，讨论居民生活用电收入弹性与人均收入之间的关系。

$$yd_{it} = A_{it} dj_{it}^{b_1} sr_{it}^{b_2 + b_3 \ln sr_{it}} \quad (3-2-11)$$

其中 $t=1, K, T$; $i=1, K, N$ 分别表示时间与截面， yd 表示人均居民生活用电量， dj 是平均居民电价水平， sr 是人均收入水平， A 是其它外生影响变量。

对等式两边同取对数。并且与模型（2）一样，我们同样引入城市化率（ cs ）与平均气温（ qw ）两个变量，得到以下模型（3）。

$$\text{模型（3）: } \ln yd_{it} = a + b_1 \ln dj_{it} + b_2 \ln sr_{it} + b_3 (\ln sr_{it})^2 + b_4 \ln cs_{it} + b_5 \ln qw_{it} \quad (3-2-12)$$

其中，居民生活用电的需求收入弹性表示为 $b_2 + 2b_3 \ln sr_{it}$ 。若 $b_3=0$ 或没有通过显著性检验，表示居民生活用电的需求收入弹性为常数，不随收入差异而变化。若 $b_3 < 0$ ，表示收入与弹性之间存在负向关系，若 $b_3 > 0$ ，则表示两者之间的关系为正相关。模型（3）中的数据与前文模型的数据一致，我们同样采用中国 30 个地区 2000 至 2007 年的面板数据进行回归。我们考虑到价格对需求的影响可能存在一定的滞后效应，因此模型（3）采用当期电价数据，模型（4）对电价进行滞后一期处理。经过 Hausman 检验，结果表明，模型（3）与模型（4）的 P 值

均小于 0.05，因此拒绝原假设，采用固定效应模型。

表 3-2-4 模型（3）与（4）的实证结果

	模型（3）：当期电价		模型（4）：前一期电价	
样本容量	240		210	
Hausman 检验	Chi-Sq统计量	P值	Chi-Sq统计量	P值
	17.4575	0.0037	14.9776	0.0105
变量名称	系数	P值	系数	P值
lnsr	1.6906	0.0000	1.4005	0.0000
lnsr^2	-0.0496	0.0001	-0.0356	0.0032
ln dj	-0.0583	0.3658	—	—
ln dj(-1)	—	—	-0.1211	0.0430
ln cs	0.3608	0.0000	0.3889	0.0000
ln qw	0.0302	0.0002	0.0148	0.0314
Adjusted R ²	0.991		0.994	

表 3-2-4 表明，在模型（3）中当期电价没有通过显著性检验，而模型（4）的各个解释变量的显著性均较高，所有变量在 5%的置信水平下均显著，表明居民电价变化对居民生活用电量的影响具有一定的滞后性。模型（4）中居民生活用电需求价格弹性为-0.12，与固定弹性模型（2）估计的平均价格弹性基本一致。模型（3）与模型（4）中，人均收入二次项的系数（ b_3 ）均小于零，并且显著性都很好，表明收入与居民生活用电收入弹性之间存在负相关的关系，即收入越高的群体的居民生活用电量对收入变化的敏感性较小，而收入较低的群体的收入变化对居民生活用电量的影响较大。

根据模型（4），图 3-2-1 描绘出居民人均可支配收入与居民生活用电收入弹性之间的负相关关系。2000 年中国居民人均可支配收入为 3772 元，2007 年为 7483 元（价格均已调整至 2000 年水平），8 年平均约为 5335 元。而从图 3-2-1 中可发现，大部分点集中在居民人均可支配收入为 5000 左右，对应的居民生活用电收入弹性值的 0.75 附近，这与前文的模型（2）的结果基本一致。并且我们

从图 3-2-1 中可以大致得到不同收入区间群体的居民生活用电收入弹性，居民人均可支配收入在 3000 至 4000 元之间，其弹性在 0.8 左右，收入在 8000 至 10000 元，对应弹性为 0.7 附近，而收入在 10000 至 15000 元，弹性约为 0.65。

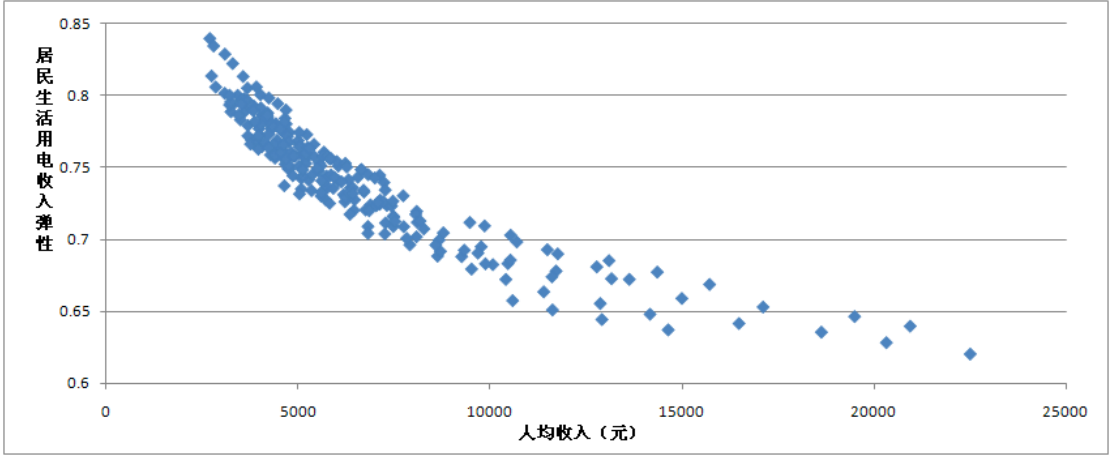


图 3-2-1 居民人均收入与居民生活用电收入弹性散点关系图

为了分析居民生活用电需求价格弹性如何变化，我们根据 Kim（1995）所采用的超越对数函数形式，对模型（3）进行改进，得到模型（5）：

模型（5）：

$$\ln y_{it} = \alpha + \beta_1 (\ln sr_{it})^2 + \beta_2 (\ln dj_{it})^2 + 1/2 \beta_3 \ln sr_{it} \cdot \ln dj_{it} + \beta_4 \ln cs_{it} + \beta_5 \ln qw_{it} \quad (3-2-13)$$

其中，居民生活用电的需求价格弹性表示为 $2\beta_2(\ln dj_{it}) + 1/2\beta_3(\ln sr_{it})$ ，若回归系数都显著，表示需求电价弹性与居民收入水平和居民电价水平相关。需求收入弹性表示为 $2\beta_1(\ln sr_{it}) + 1/2\beta_3(\ln dj_{it})$ 。数据仍采用中国 30 个地区 2000 至 2007 年的面板数据。Hausman 检验的结果显示，P 值为 0.04，因此拒绝原假设，模型（5）采用固定效应模型。回归结果由下表显示：

表 3-2-5 模型（5）实证分析结果

	系数值	P 值		系数值	P 值
β_1	-0.0203	0.0347	β_4	0.3371	0.0000

β_2	-0.1638	0.0000	β_5	0.0279	0.0021
β_3	0.3958	0.0000			
Hausman 检验	Chi-Sq 统计量: 11.3713 P 值: 0.0445				
Adjusted R ²	0.9869				

表 3-2-5 的回归结果显示,所有变量在 5%的置信水平下均显著。其中 β_1 、 β_2 小于零, β_3 大于零。表示居民生活用电的需求收入弹性 $2\beta_1(\ln sr_{it}) + 1/2\beta_3(\ln dj_{it})$, 同居民收入成负相关而同居民电价成正相关。这与模型 (2)、模型 (3) 和模型 (4) 的结果基本一致, 对于收入越高的群体来说, 居民生活用电量对收入变化的敏感性较小。而当收入一定时, 居民电价降低意味着居民购买力的提高, 因此电价降低的对收入弹性的影响同收入提高对收入弹性的影响是相同的。同样由结果显示, 居民生活用电的需求价格弹性 $2\beta_2(\ln dj_{it}) + 1/2\beta_3(\ln sr_{it})$ 同居民电价成负相关, 而同居民收入成正相关。这与模型 (2), (3) 和 (4) 几乎一致; 收入越高的居民的电力需求对收入的变化越不敏感。居民电价下降会引起电力需求的增加。因此, 电价下降和收入的提高对收入弹性有着类似的影响。表 3-2-5 同时显示了 $2\beta_2(\ln dj_{it}) + 1/2\beta_3(\ln sr_{it})$ 或者居民电力需求价格弹性与居民电价成负相关, 与居民收入成正相关。考虑到价格对需求一般表现为替代效应, 价格提高引起需求量下降, 因此需求价格弹性往往小于零, 需求价格弹性越小, 表示其绝对值越大。¹居民生活用电需求价格弹性同居民电价的负相关表现为, 居民电价越高需求价格弹性越小, 弹性的绝对值越大。²同理, 居民生活用电需求价格弹性同居民收入的正相关意味着, 居民收入越低, 居民生活用电需求对电价变化的反映越敏感。模型 (5) 中城市化和气温对居民生活电力需求的影响与模型 (2) 也基本相同。

我们可得到居民生活用电需求价格弹性 $\xi_p(P, I)$ 与需求收入弹性 $\xi_I(P, I)$ 的

¹ 价格弹性越低, 其绝对值越高。

² 在一个相对较高的价格水平上, 需求对电价的反应会更加灵敏。

表达式。

$$\xi_p(P, I) = -0.328 \ln P + 0.198 \ln I \quad (3-2-14)$$

$$\xi_I(P, I) = -0.041 \ln I + 0.198 \ln P \quad (3-2-15)$$

其中，P 表示居民电价水平，I 表示收入水平。我们根据中国 30 个地区的 240 个样本点可以描绘出居民生活用电需求价格弹性 $\xi_p(P, I)$ 和需求收入弹性 $\xi_I(P, I)$ 与电价和收入的关系散点图（图 3-2-2 与图 3-2-3）。从图 3-2-2 中可以发现，需求价格弹性 $\xi_p(P, I)$ 随着居民电价的增高或者居民收入的降低而变小（绝对值增大）。较多的散点集中在 $\xi_p(P, I) = -0.13$ 的附近，这与我们之前模型（2）和模型（4）的结果基本一致。而且，在高收入低电价的一些样本中，有一部分散点的 $\xi_p(P, I)$ 大于零，这与模型（2）高收入组实证分析的结果比较类似。高收入群体对目前的居民电价水平不敏感，这很可能带来高收入群体在消费电力时的无效率，导致电力资源的浪费。因此根据价格与 $\xi_p(P, I)$ 的关系，只有适当提高这一部分高收入群体的居民电价才能让其需求价格弹性下降，增强高收入群体的节能意识，提高电力使用的效率，Reiss and White（2005）对美国加州阶梯电价的研究也提出相同观点。图 3-2-3 描绘了居民生活用电需求收入弹性同居民电价与居民收入水平之间的关系。需求收入弹性 $\xi_I(P, I)$ 随着居民收入的增加或居民收入的降低而减小，同时大部分散点集中在 $\xi_I(P, I) = 0.75$ 附近，这与我们模型（2）和图 3-2-1 的结果基本相同。

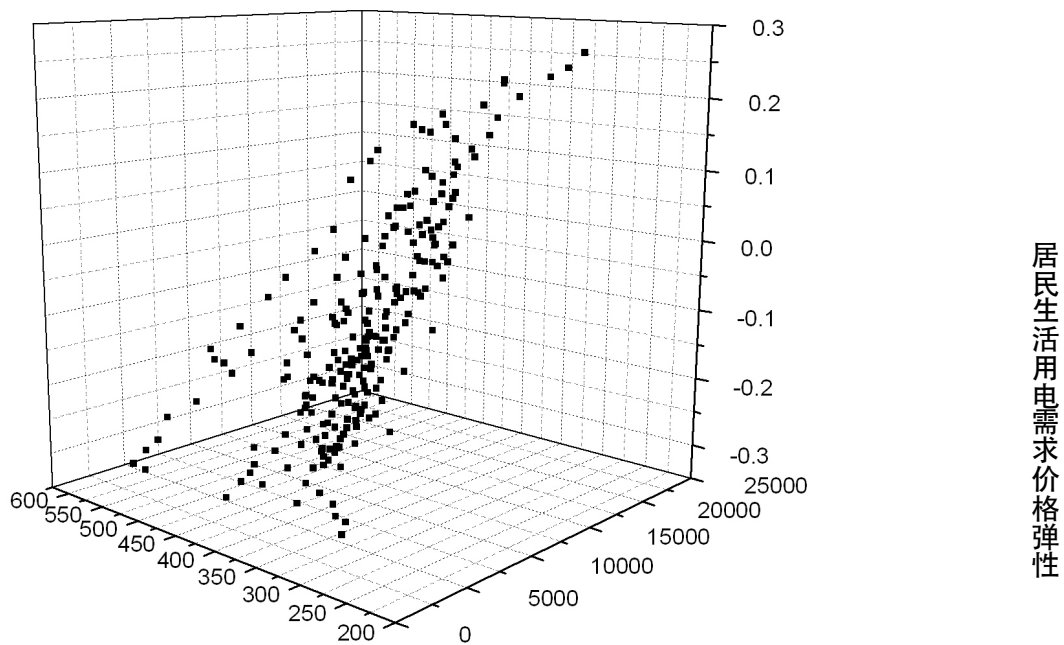


图 3-2-2 居民生活用电需求价格弹性散点图

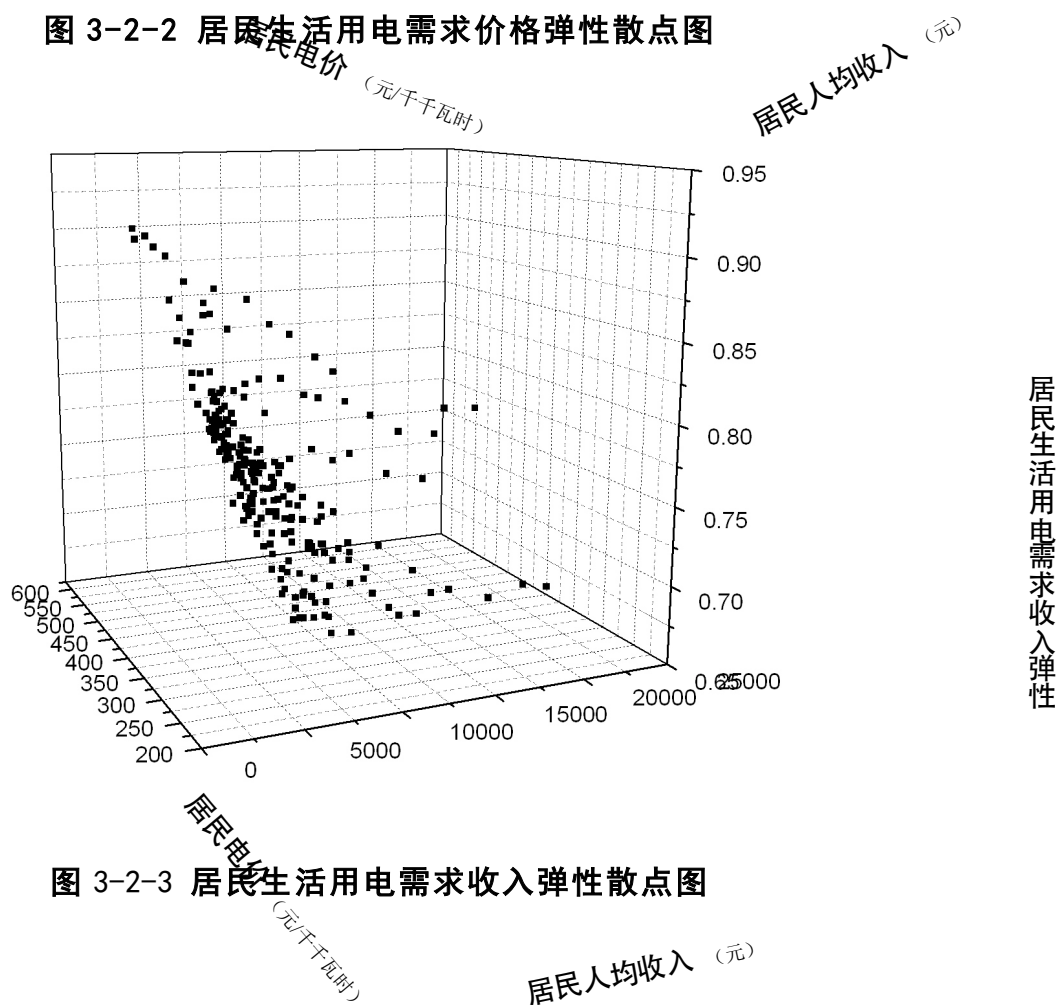
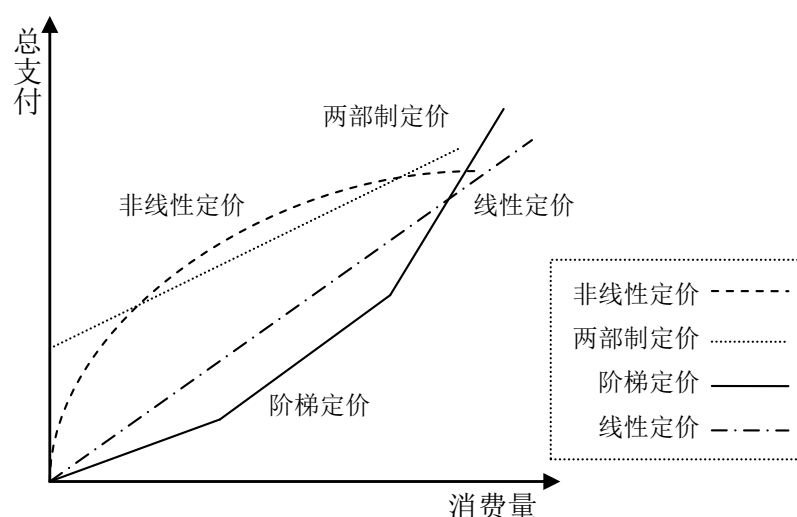


图 3-2-3 居民生活用电需求收入弹性散点图

第三节 基于拉姆齐定价法则的居民阶梯电价

3.3.1 拉姆齐定价与非线性定价

非线性定价是指消费量同总消费金额不成线性关系的定价方式（例如，两部制定价¹和阶梯定价），相反线性定价或者单一定价则表示总支付与消费量成比例（见图 3-3-1）。阶梯电价是一种基于拉姆齐法则的非线性定价，根据居民生活用电消费量的不同分阶段设计不同的价格。电力企业不可能对每户居民的收入情况进行真实统计，而电力消费量可以作为居民收入水平的一种合理反映，可以将隐性的异质性消费者进行区分。目前中国除了少数省份（福建、浙江等）居民生活用电采用了非线性定价外，大部分地区仍按消费量乘以固定电价的线性模式收费。



根据拉姆齐定价的与消费者异质性，通过加总不同消费者的消费者剩余和生产者剩余，在生产者利润非负的约束，我们可以得到基于不同消费者的反弹性定价公式（Wilson，1996），并且每类消费者的定价必须满足（Kim，1995）：

$$\frac{p_1 - mc_1}{p_1} \cdot \xi_1 = \frac{p_2 - mc_2}{p_2} \cdot \xi_2 = L = \frac{p_i - mc_i}{p_i} \cdot \xi_i \quad (3-3-1)$$

¹ 两部制定价是指以厂商收支平衡为条件，将固定成本与边际成本分开计费的定价机制。如工业两部制电价就分为容量电价与电量电价，移动通信费分为月租费与通话费。

其中, $i=1,K,I$ 表示消费者类型, p_i 表示对不同消费者的差别定价, mc_i 为边际成本, ξ_i 表示不同消费者的需求价格弹性。

拉姆齐定价法则的约束条件就是要保证企业的收支平衡。中国居民电价长期低于其边际成本, 因此电力企业需要采用交叉补贴的方式, 通过工业电价的收益来补贴居民电价的损失。由于交叉补贴存在“不公平”和“低效率”的问题(林伯强等, 2009), 我们采用拉姆齐定价在取消交叉补贴并保证电力企业居民电力销售的收支平衡的条件下实现福利的最大化。其中企业收支平衡约束用公式表示为:

$$\sum (p_i - mc_i) \cdot q_i - FC = 0 \quad (3-3-2)$$

其中 q_i 表示第 i 类消费者的需求量, FC 表示厂商的固定成本。基于式(3-1-1)和(3-1-2), 第 i 类消费者的价格由下式给出:

$$p_i = \frac{mc_i \cdot |\xi_i|}{|\xi_i| - R} \quad (3-3-3)$$

R 表示拉姆齐乘子, 我们将 p_i 带入(3-3-2), 经过整理可以得到:

$$\sum \left(\frac{mc_i \cdot |\xi_i|}{|\xi_i| - R} \right)^{1-|\xi_i|} \frac{k_i R}{|\xi_i|} = FC \quad (3-3-4)$$

其中, $k_i = \frac{q_i}{|\xi_i| \cdot p_i}$ 。

3.3.2 阶梯电价与居民效用曲线

我们将居民用电分为基本用电, 正常用电和奢侈用电三档, 设其用电量阶梯等级分别为 q_1 , q_2 , 对应的电价分别为 p_1 , p_2 , p_3 。即当用电量小于等于 q_1 时, 每单位电价为 p_1 ; 当用电量大于 q_1 且小于等于 q_2 时, 大于 q_1 电量部分按每单位电价 p_2 征收; 当电量大于 q_2 时, 大于 q_2 的部分按每单位电价收取 p_3 。可以用公式 3-3-5 表明居民生活电力消费支出 E 与用电量 q 之间的关系。

$$E = \begin{cases} q \cdot p_1 & q \leq q_1 \\ q_1 \cdot p_1 + (q - q_1) \cdot p_2 & q_1 < q \leq q_2 \\ q_1 \cdot p_1 + (q_2 - q_1) \cdot p_2 + (q - q_2) \cdot p_3 & q_2 < q \end{cases} \quad (3-3-5)$$

根据拉姆齐定价公式，每类消费者对应的价格 p_i 都将在边际成本之上（式 3-3-1）。受设备利用率¹、输配电线损等因素影响，居民生活用电的边际成本要大大高于目前的居民电价。根据测算，2007 年的边际成本为 1.031 元每千瓦时（林伯强等，2009）。但如果让基本用电的电价也高于这一标准，那么可能会使低收入居民难以负担。从发达国家的经验看，日本与美国的居民阶梯电价体制中，最低一档的电价水平平均低于其长期边际成本。

我们根据 Taylor（1975）的无差异效用曲线描述方法，用图 3-3-2 反映了不同收入居民在阶梯电价实施前后的效用变化情况。其中横轴表示居民生活用电的消费量，纵轴表示其它商品的消费量。图中 q_1 , q_2 将居民用电量划分为基本用电、正常用电以及奢侈用电三档。AB 线代表在阶梯电价实施前消费者的预算约束线（假设为线性定价，因此预算约束线为直线），AB 线的斜率表示现行居民电价 p_0 与其它商品平均价格水平 p' 之比(p_0/p')。这里假设存在两种消费者，类型 I 为收入较低电力消费较少的消费者，其无差异曲线是 MN，与 AB 交于 L 点。类型 II 为收入较高电力消费较大的消费者，其无差异曲线是 SR，与 AB 交于 T 点，² 对应的电力消费大于 q_2 。同时假设两类阶梯电价设计方案 AFGH 和 ACDE，AF 的斜率大于 AB，表示 AFGH 方案的第一阶电价水平高于 p_0 （假设其它商品平均价格水平 p' 不变），AC 的斜率小于 AB，表示 ACDE 方案的第一阶电价水平低于 p_0 。CD 的斜率与 FG 相同，大于 AB 的斜率，表示两种方案第二阶的电价相同且比 p_0 高。DE 的斜率与 GH 相同，表示两种方案第三阶的电价也相同。其每种方案的电价转折点的电量是相同的。两类阶梯电价的差异只在于第一阶梯的电价水平。我们将证明，ACDE 的方案无论对类型 I 还是类型 II 的消费者都将优于 AFGH 的方案，而且与实施电价前的 AB 方案相比，ACDE 可能同时给两种类型消费者都带来效用水平的提高。

首先不论是类型 I 还是类型 II 的消费者，其预算约束 AB 都要高于 AFGH，表明实施阶梯电价前，其无差异曲线总能与预算约束线交于效用水平更高的点。因此 AB 方案对消费的福利水平较好。我们再看如果将 AFGH 方案改进成 ACDE

¹ 居民生活电力消费具有明显的峰谷差，提供峰值电量的机组称为调峰机组。我们抽水蓄能电站的调峰机组为例，其设备利用率在每年约 1100 小时，仅为普通水电站机组的三分之一左右。为降低其蓄能成本即使采用谷时电量进行抽水，其边际成本也要高于目前的平均电价水平。

² 尽管两种类型消费者的收入存在差异，决定了其预算约束线到原点的距离不同，但是居民电价和其它商品价格之比相同，所以两者相当于只是做了平移。鉴于篇幅原因，同时我们并不涉及两种消费之间的比较，因此把两种类型消费者的情形放在同一张图里处理并不会影响分析过程和结论。

(注意两者的差别只是第一阶电价的不同而已), 阶梯电价的效果将得到改进(因为预算约束 ACDE 全都优于 AFGH), 同时还可能让效用水平超过阶梯电价实施前。对于类型 I 消费者, 他们的电力消费量少于 q_1 , 并且 AC 的斜率低于 AB, 更低的电价意味着低收入群体可以更多的使用电力改善其生活质量, 无差异曲线 M_1N_1 将于更高预算约束线 AC 相切, 类型 I 消费者的效用水平得到提高。对于类型 II 的消费者, 由于 ACDE 较 AB 相比, 第一阶 AC 与第二阶 CD 的一部分要高于 AB 段, 因此类型 II 的消费者可以通过减少电力消费量来得到效用的提高, 无差异曲线 SR 上升到 S_1R_1 , 与 CD 段相切于 T_1 点。因此我们得到结论是, 与电力消费由 T 降至 T_1 可以给类型 II 的消费者带来消费者效用水平的提高。总而言之, 图 3-3-2 显示相对较低的第一阶电价方案 ACDE 更有效。正像 Taylor(1975) 所说的, 面对消费者的效用无差异曲线, 合理的阶梯价格机制可以提高大多数人的效用水平, 从而增加社会福利。

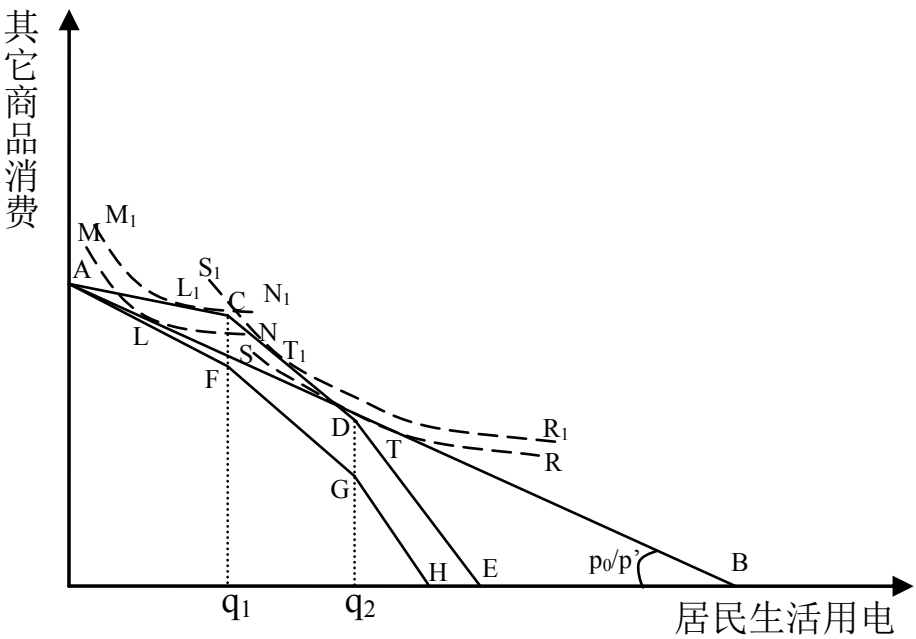


图 3-3-2 阶梯电价对居民效用的影响

3.3.3 中国居民阶梯电价方案设计

我们参考林伯强等(2009)对居民收入的划分, 将居民按收入由低到高分成五个等级, 并以《中国人口统计年鉴 2008》中不同类别居民家庭规模为依据,

假定了不同收入阶层的每户人口数¹。再根据不同收入水平居民家庭平均每户家用电器拥有量，计算不同收入阶层每月的平均生活用电量。从表 3-3-1 中可以看出，与我们的实证结果相同，尽管收入越高群体每月居民生活用电量越高，但是，需求随收入增长的敏感程度越来越小，即收入越高，需求收入弹性越小。

表 3-3-1 不同收入阶层的人口比例与户均月用电量

序号	收入组别	人均可支配收入	人口比例	户均月用电量	家庭规模
1	低收入组	小于 3000 元	22.00%	35 千瓦时	4.5 人/户
2	中低收入组	3000 至 5000 元	26.50%	60 千瓦时	4 人/户
3	中等收入组	5000 至 10000 元	24.50%	90 千瓦时	3.5 人/户
4	中高收入组	10000 至 20000 元	18.00%	150 千瓦时	3 人/户
5	高收入组	20000 元以上	9.00%	180 千瓦时	2.5 人/户

我们根据不同的收入组别，提出了三个方案（表 3-3-2）。根据图 3-3-1 我们对居民效用曲线的分析，我们考虑的重点将放在低收入居民。因此，三个方案之间的最主要的差异是低收入消费者的第一阶电价消费量。方案一的第一阶电价的消费量具有最广的覆盖率，并且享受第一阶电价的人数占总人口的 73%。而方案三只是参照了收入最低的群组，仅仅包括 22%的人口。

表 3-3-2 基于不同收入阶层人群的三种阶梯电价设计方案

收入组别	方案一	方案二	方案三
低收入组	第一阶（73%）	第一阶（48.5%）	第一阶（22%）
中低收入组		第二阶（42.5%）	第二阶（69%）
中等收入组			
中高收入组	第二阶（18%）	第三阶（9%）	第三阶（9%）
高收入组	第三阶（9%）		

注：括号里的百分数表示相应阶梯对应的人口数比重。

¹ 按我们假定进行计算得到 2007 年中国人口户籍数为 3.71 亿户，与《中国人口统计年鉴 2008》的数值相差仅为 0.5%。

中国居民阶梯电价方案分为三个阶梯： p_1 、 p_2 和 p_3 分别对应着三个等级的电力消费量：基本用电、正常用电以及奢侈用电。我们根据中国电力监督委员会（SERC）的年度数据，通过公式（3-3-3）、（3-3-4）来估计拉姆齐乘子。通过公式（3-2-14）、（3-3-1）来估计第二阶和第三阶的平均电价以及对应的电力消费量。考虑到家庭电力支出（公式 3-3-5），本文在保证公共效用收支平衡的约束下（公式 3-3-2）计算了每个阶梯的阶梯电价(p_1 , p_2 和 p_3)。

表 3-3-3 三种设计方案的阶梯电价结果

设计方案	阶梯等级	阶梯用电量	阶梯电价
方案一	基本用电	0-90 千瓦时	0.91 元/千瓦时 (p_1)
	正常用电	90-150 千瓦时	1.62 元/千瓦时 (p_2)
	奢侈用电	150 千瓦时以上	2.65 元/千瓦时 (p_3)
方案二	基本用电	0-60 千瓦时	0.75 元/千瓦时 (p_1)
	正常用电	60-150 千瓦时	1.66 元/千瓦时 (p_2)
	奢侈用电	150 千瓦时以上	2.14 元/千瓦时 (p_3)
方案三	基本用电	0-35 千瓦时	0.40 元/千瓦时 (p_1)
	正常用电	35-150 千瓦时	1.60 元/千瓦时 (p_2)
	奢侈用电	150 千瓦时以上	1.95 元/千瓦时 (p_3)

如表 3-3-3 所示，以上三种方案的阶梯电价及其相对应的电力消费量存在较大差异，尤其是第一阶梯的电价及基本用电额度。方案一的第一阶梯包括年人均可支配收入 10000 元以下的人群，基本用电量范围为 0-90 千瓦时，对应的阶梯电价为 0.91 元/千瓦时。方案二第一阶梯基本用电量范围为 0-60 千瓦时，对应的阶梯电价为 0.75 元/千瓦时。方案三的第一阶梯只包括了年人均可支配收入在 3000 元以下的低收入群体（占 22%的人口），方案三基本用电量范围是 0-35 千瓦时，基本用电阶梯电价是三种方案中最低的，为 0.40 元/千瓦时。因此从居民效用曲线的分析结论看，对低收入群体最具有针对必的方案三，效果是最好的。

表 3-3-4 三种设计方案对居民电费支出的影响

方案	阶梯	对应人群	实行阶梯电价前		实行阶梯电价后	
			户月电费支出 (元)	比重	户月电费支出 (元)	比重
方案一	第一阶梯	最低收入/低收入/ 中等收入	30.4	1.71%	46.1	2.60%
	第二阶梯	高收入	70.4	1.61%	164.9	3.77%
	第三阶梯	最高收入	84.4	1.57%	268.2	5.00%
方案二	第一阶梯	最低收入/低收入	23.2	1.67%	31.0	2.23%
	第二阶梯	中等收入/高收入	55.2	1.56%	120.6	3.41%
	第三阶梯	最高收入	84.4	1.57%	260.7	4.86%
方案三	第一阶梯	最低收入	16.4	1.63%	14.7	1.46%
	第二阶梯	低收入/中等收入/ 高收入	46.1	1.51%	94.1	3.08%
	第三阶梯	最高收入	84.4	1.57%	256.3	4.78%

实行阶梯电价之后，不同收入家庭面临不同的电价，因此其电力消费支出会有所变化。我们分别分析了在阶梯电价生效前后，不同收入群体的用电支出占总消费支出的比例。从表 3-3-4 我们可以看出，实行阶梯电价之前，不同收入家庭电费支出占消费性总支出的比例很接近，而且高收入家庭的比例还会略低于低收入家庭。而阶梯电价实行之后，无论是哪一种设计方案，收入越高的群体的生活电费支出占人均消费性支出的比重会越大。值得注意的是在方案三的第一阶梯，低收入人群的电费支出出现了一定下降，表明该阶梯电价方案在不增加低收入群体电力支出的同时促进了低收入人群的电力消费，从而增加了其效用水平。低收入群体用电消费的增加对经济可持续发展也具有积极的作用（林伯强，杨芳，2009）。

而对于高收入人群，现行电价下其生活用电需求对电价的变动并不敏感（表 3-2-3 和图 3-2-3），而在执行以上阶梯电价方案之后，高收入人群的电力需求弹性为-0.18，敏感程度明显提高。发达国家经验表明，居民电费支出占到其收入的 5%以上时消费者会感到压力（林伯强等，2009）。表 3-3-4 显示，最高收入群体

中电力支出占总支出的比例接近 5%，表明高收入人群会自觉减少不必要的生活用电，产生节能动力。通过阶梯电价的执行，电力资源在不同收入群体中的重新配置提高了能源使用效率。

此外，施阶梯电价对全社会的节能减排将起到一定作用。2007 年中国居民生活用电量为 3622.7 亿千瓦时。若按本文设计的阶梯电价方案一实行，可以节约电力 421.2 亿千瓦时，同时减少二氧化碳排放 3924.9 万吨。方案二可以节约电力消费 326.1 亿千瓦时，减少二氧化碳排放 3038.1 万吨。方案三节约电力消费 366.9 亿千瓦时，减少二氧化碳排放 3418.3 万吨，

表 3-3-5 三种设计方案的对居民电力消费节能减排的影响

	方案一	方案二	方案三
节约居民电力消费	421.2 亿千瓦时	326.1 亿千瓦时	366.9 亿千瓦时
减少二氧化碳排放	3924.9 万吨	3038.1 万吨	3418.3 万吨

第四节 结论与政策建议

在中国，电价是由中央政府通过单一电价方案控制实施的，从而无法达到社会效用以及社会公平。现行居民平均电价低于电力长期边际成本，电力企业的这部分亏损通过工业和商业的电价收益进行交叉补贴。由于电力支出与电力消费量之间存在着线性正相关关系，从而消费更少电量的低收入消费者比高收入消费者得到更少的补贴。2009 年 12 月，中国对居民部门提出了三级阶梯电价体系的改革方案。建立在对不同消费群体的居民电力需求的价格和收入弹性的估计以及拉姆齐定价法则基础之上，本文分析了三级阶梯电价体系，结论表明：

1. 在现行电价水平下，中国居民生活用电需求的平均价格弹性为-0.13，居民生活用电需求价格弹性会随着电价和收入变化而变化。电价越高，价格弹性绝对值越大；收入越低，价格弹性绝对值越大。
2. 居民生活用电需求的平均收入弹性为 0.75。不同收入水平的消费者对电价和收入水平的改变的反映不一样。相对于高收入群体，低收入群体的收入弹性相对较高。
3. 提高高收入群体的电价有利于鼓励他们提高能源保护意识。类似的为最

需要的群体设置生命线水平的电价能够保证他们支付得起最低的电力消费量。

4. 在 35 千瓦时以内，基本电力消费量（BPC）的电价是 0.40 元/千瓦时。这将满足 22% 的最低收入以及最需要补贴的中国人口的需要。基本电价随着被基本电价水平覆盖的范围的扩大而逐步增加。

5. 随着阶梯电价的提高，二氧化碳排放也将得到有效的控制。

由于高收入人群也将享受到第一阶梯低电价的优惠，导致一定的福利泄漏（Leakages）。但通过针对目标消费者的政策设计，可以将这种损失控制在一个较小的范围内。事实上，阶梯电价的设计根据政策的需要还可以有很多步方案。如需要更多的考虑社会公平性和政策有效性，可以适当的增加阶梯。如考虑到居民对改革后价格的接受程度，可以放松企业预算平衡的约束即只是减少而不是完全消除交叉补贴。能源改革方式很难做到一步到位时，采用渐进式的改革形式可能会更符合目前的国情。同时，阶梯电价不应该在全国搞一刀切，每个地区存在各自的地域特点，居民生活电力消费情况和各地电价情况也不尽相同，因此阶梯电价方案的设计应该因地制宜。

本章参考文献：

Australian National Institute of Economic and Industry Research, 2007. The own price elasticity of demand for electricity in NEM regions. Australian National Electricity Market Management Company.

Baumol, W. J., Bradford, D., 1970. Optimal departures from marginal cost pricing. American Economic Review 60, 265-283.

Berry, S. K., 2000. Stranded costs, access charges, and Ramsey pricing in the US electric utility industry. The Quarterly Review of Economics and Finance 40, 503-517.

Berry, S. K., 2002. Generation search costs and Ramsey pricing in a partially deregulated electric utility industry. Journal of Economics and Business 54, 331-343.

- Bohi, D. R., 1981. *Analyzing Demand Behavior: A Study of Energy Elasticities*. Johns Hopkins Press.
- Bohi, D.R., Zimmerman, M., 1984. An update on econometric studies of energy demand. *Annual Review of Energy* 9, 105-154.
- Boiteux, M., 1956. Sur la gestion des Monopoles Publics astreints a l'équilibre budgétaire. *Econometrica* 24, 22-40.
- Bose, R. K., Shukla, M., 1999. Elasticities of electricity demand in India. *Energy Policy* 27, 137-146.
- Dilaver, Z., 2008. Residential Electricity Demand of Turkey: A Structural Time Series Analysis. Surrey Energy Economics Centre (SEEC), Department of Economics, University of Surrey, working paper.
- Egbert, D., 1991. The optimality of Boiteux-Ramsey Pricing. *Econometrica* 59, 99-121.
- Faruqui, A., George, S.S., 2005. Quantifying customer response to dynamic pricing. *The Electricity Journal* 4, 53-63.
- Filippini, M., 1999. Swiss residential demand for electricity. *Applied Economics Letters* 6, 533-538.
- Filippini, M., Pachauri, S., 2004. Elasticities of electricity demand in urban Indian households. *Energy Policy* 32, 429-436.
- Garcia-Cerrutti, L. M., 2000. Estimating elasticities of residential energy demand from panel county data using dynamic random variables models with heteroskedastic and correlated error terms. *Resource and Energy Economics* 22, 355-366.
- Halvorsen, R., 1975. Residential demand for electric energy. *The Review of Economics and Statistics* 57, 12-18.
- Haney, B., Jamasb, T., Pollitt, M.G., 2009. Smart metering and electricity demand: technology, Economics and International Experience. University of Cambridge Electricity Policy Research Group Working Paper, EPRG0903, Cambridge Working Paper in Economics 0905, January.

- 何晓萍、刘希颖、林艳苹：《中国城市化进程中的电力需求预测》，《经济研究》2009年第1期，第118-130页。
- Hotelling, H., 1938. The general welfare in relation to problems of taxation and of railway and utility rates. *Econometrica* 6, 242-269.
- Holtedahl, P., Joutz, F.L., 2004. Residential electricity demand in Taiwan. *Energy Economics* 26, 201-224.
- Kao, C., 1999. Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of Econometrics* 90, 1-44.
- Kenneth, B.M.III., Ronald, S., 2001. Economic development and end-use energy demand. *The Energy Journal* 22, 77-105.
- Kim, H.Y., 1995. Marginal cost and second-best pricing for water services. *Review of Industrial Organization* 10, 323-338.
- 林伯强：《结构变化、效率改进与能源需求预测：以中国电力为例》，《经济研究》2003年第5期，第57-65页；
- 林伯强、蒋竺均、林静：《有目标的电价补贴有助于能源公平和效率》，《金融研究》2009年第11期，第1-18页；
- 林伯强、杨芳：《电力产业对中国经济可持续发展的影响》，《世界经济》2009年第7期，第3-13页
- Matsukawa, I., Madono, S., Nakashima, T., 1993. An empirical analysis of Ramsey Pricing in Japanese electric utilities. *Journal of the Japanese and International Economies* 3, 256-276.
- Mirrlees, J. A., 1976. Optimal tax theory: a synthesis. *Journal of Public Economics* 4, 327-358.
- Narayana, P. K., Smythb, R., Prasad, A., 2007. Electricity consumption in G7 countries: A panel cointegration analysis of residential demand elasticities. *Energy Policy* 35, 4485-4494.
- Pedroni, P., 1999. Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 61, 653-670.
- Pedroni, P., 2004. Panel cointegration, asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests, with an application to the PPP hypothesis. *Econometric*

- Theory 20, 597-625.
- Raineri, R., Giaconi, P., 2005. Price and access charge discrimination in electricity distribution: An application to the Chilean case. *Energy Economics* 27, 771-790.
- Ramsey, F. P., 1927. A contribution to the theory of taxation. *Economic Journal* 37, 47-61.
- Reiss, P.C., White, M.W., 2005. Household electricity demand, revisited. *Review of Economic Studies* 72, 853-883.
- Savolainen, M.K., 2004. The welfare effects of different pricing schemes for electricity distribution in Finland. *Energy Policy*, 1429-1435.
- Silk, J.I., Joutz, F. L., 1997. Short and long-run elasticities in US residential electricity demand: a co-integration approach. *Energy Economics* 19, 493-513.
- Sueyoshi, T., 1999. Tariff structure of Japanese electric power companies: An empirical analysis using DEA. *European Journal of Operational Research* 118, 350-374.
- Taylor, L., 1975. The demand for electricity: a survey. *The Bell Journal of Economics* 6, 74-110.
- Vuuren, D., 2002. Optimal pricing in railway passenger transport: theory and practice in the Netherlands. *Transport Policy* 9, 95-106.
- Wasantha, P.P.A, Wilson C., 2009. Estimating short and long-term residential demand for electricity: New evidence from Sri Lanka. *Energy Economics* Accepted 10 August 2009.
- Wilson, R.B., 1996. Nonlinear pricing and mechanism design. *Handbook of Computational Economics* 1, 253-293.

第四章 实现中国电力行业低碳转型的政策支持

——煤电联动政策

第一节 低碳经济转型下中国实施煤电联动的重要性

中国的电力生产以煤炭发电为主，其电煤占煤炭消费总量的一半左右。然而，煤炭与电力两个行业却实施着不同的定价机制，前者以市场定价为主，后者则由行政定价。

山西是国内最大的电煤供应省，但是常常会听说山西电厂也缺煤。跟煤最近的山西电厂望着煤山却买煤无望，说明目前煤炭市场的确出问题了。近年来，经常出现火电厂因煤炭供应紧张而影响发电的问题。而人们多将该问题归咎于煤炭运力不足，这也是中国长期存在的一个问题。但是，煤炭大省山西电煤供应短缺说明，目前缺煤的主要原因可能还不是运力。

虽然石油价格上涨对中国经济发展产生了很大的抑制作用，但从能源消费结构来看，煤炭价格上涨带来的威胁更大，因为中国的电源结构中，煤炭为原料的火电占据近 75% 的比重。煤炭为中国带来了巨大的经济利益。2009 年，中国耗用了 46.9% 的世界煤炭消费量，¹ 煤炭消费的增加量超过其他所有国家的增量的总和。煤炭产量的快速增长致使中国的煤炭储量很快减少，特别是在传统的产煤大省。与此同时，煤炭生产与消费带来的环境成本增加也推高了煤炭的生产成本，并进一步抬高煤炭价格。

中国煤炭行业从 1993 年开始改革，逐渐进行市场化，同时，为了确保国家用电安全和电价稳定，设定了国有大型电厂的电煤价格，形成“计划煤”与“市场煤”共存的价格双轨制。由于电煤占煤炭总量达 50%，大量低价电煤给煤炭企业带来了沉重的财务负担。但经过十多年的发展，虽然煤炭价格的市场化程度加大了，但市场煤和计划煤之间的价格差距依然存在。近年快速上涨的煤炭价格对电力行业产生了重大的影响。

¹ 数据来源：BP，Statistical Review of World Energy，June 2010。

中国电价仍受政府控制。2004 年底，为了缓解煤与电之间的价格问题，推动煤炭及电力行业的市场化改革，政府启动了煤电价格联动政策。根据煤电联动规定，原则上以不少于 6 个月为一个煤电价格联动周期。若周期内平均煤价比前一周变化幅度达到或超过 5%，相应调整电价；如变化幅度不到 5%，则下一周期累计计算，直到累计变化幅度达到或超过 5%，进行电价调整。政府在 2005 年 5 月和 2006 年 6 月两次实行煤电联动，平均销售电价共上涨了 5.01 分/千瓦时。即使推出了煤电联动机制，电价仍然不是符合条件就能自发联动的，具体做法是由政府相关部门根据当时的宏观条件，如通胀水平、行业竞争力、居民承受力以及经济形势等其它情况综合考虑是否联动。因此，这个煤电联动机制仍然是典型的政府定价制度，或者说只是市场化过程中的一个过渡性措施。2006 年以来，虽然多次出现煤价上涨对火电企业带来较大成本压力，由于政府考虑电价上涨会影响经济增长和增加居民负担等经济与社会因素，煤电联动政策一直没有实施。在中国，煤炭成本占发电成本的 60%以上。近年来煤价的大幅上涨导致了燃煤电厂严重的亏损。不实施煤电联动，政府除了控制煤价之外别无选择。2010 年 12 月 6 日，国家发改委正式下发《2011 年全国煤炭产运需衔接工作的通知》，要求 2011 年重点合同价格维持上年水平不变，不得以任何形式变相涨价，以实现稳定物价总水平、管理通胀预期的繁重任务。

第二节 文献综述

有许多针对发电企业燃料价格上涨启动的自动调价机制的研究。Gollop 和 Karlson（1978）利用超越对数成本函数研究了燃料调节机制对经济效率的影响。Clarke（1980）研究了燃料调节条款（fuel adjustment clause, FAC）对系统性风险及发电企业市场价值的影响。Isaac（1982）研究了燃料调整机制对发电企业的影响，指出燃料调节条款能够在避免过度监管的同时保证发达企业的财务稳健性，但需要以低效的投入选择为代价。Kaserman 和 Tepel（1982）认为针对发电企业的燃料价格上涨实施的自动调价条款，将打击企业降低成本和寻找替代燃料的积极性，但也具有一定的积极作用，能够保证发电企业吸引投资的能力。Lien 和 Liu（1996）研究了期货交易对燃料调价条款的替代效果。Graves 等（2007）认为，自动调节条款（Automatic Adjustment Clauses）不仅是电厂有效的风险管

理机制，能帮助他们应对燃料价格波动，维持财务安全，而且保证消费者能够容忍电价的上涨。Baron 和 Bondt（1979）认为，FAC 会导致发电企业在技术与燃料选择方面的效率损失，但该损失能够通过调整公式的适当设定得到一定改善。

电力价格上涨一般会带来 GDP 增长的减退，以及居民福利的损失，但同时也可能带来能源利用效率的提高以及（能源生产和消费造成的）污染物排放的减少。因此，电价上涨对一个经济体来说，将造成多方面的复杂影响。Nakajima 和 Hamori（2010）的研究基于面板数据，证实美国放松零售电价管制后，并未对消费者的价格弹性系数造成影响。Akkemik（2010）利用社会核算矩阵研究了土耳其电价改革对宏观经济与居民生活的影响，证实高耗能产业是受影响最严重的部门。Zarnikau 等（2007）研究了竞争性电力市场中商业部门销售电价的变化趋势。林伯强（2006）采用超越对数模型分析了提高电价对不同工业行业和地区造成的影响。于良春和张伟（2003）从强自然垄断行业的特征出发，研究了中国的电力定价问题。

CGE 模型是进行宏观政策模拟与分析的重要手段之一，随着能源、环境问题与经济社会发展之间的关系越来越紧密，CGE 模型也被广泛应用于能源领域的研究。He 等（2010）基于 CGE 模型研究了中国煤炭价格上涨对电价的影响，及电价波动对宏观经济的影响。Doroodian 和 Boyd（2003）利用动态 CGE 模型研究了油价冲击对美国经济增长（在希克斯技术增长的情况下）的影响。林伯强等（2010）利用 CGE 模型分析了中国调整能源结构、增加能源成本的宏观经济影响。林伯强，牟敦国（2008）基于 CGE 模型分析了石油和煤炭价格上涨对中国经济各部门的影响，证明虽然石油价格上涨对整体经济发展具有负面影响，但煤炭价格的上涨会带来更为严重的后果。姚昕，孔庆宝（2010）也运用 CGE 模型研究了在能源运输中，提高输电比例对中国经济发展、能耗与污染物排放方面的影响。林伯强，何晓萍（2008），Lin 和 Jiang（2010）分别基于 CGE 研究了征收资源开采税及实现能源补贴改革对中国宏观经济的影响。林伯强，李爱军（2010）采用一个 CGE 贸易模型，从竞争力角度分析碳关税对不同发展中国家的影响。姚昕，刘希颖（2010）运用 CGE 模拟了征收碳税对中国经济、能源与环境的影响。

第三节 煤电联动对电价的影响

根据发改委于 2004 年 12 月 15 日发布的《关于建立煤电价格联动机制的意见的通知》（下文简称《通知》），为缓解煤炭与电力的紧张供应和价格矛盾，理顺煤电价格关系，促进煤炭、电力行业全面、协调、可持续发展，决定根据煤炭价格与电力价格的传导机制，建立煤电价格联动机制。《通知》指出，以电煤综合出矿价格（车板价）为基础，实行煤电价格联动，同时，要求电力企业消化 30%（为消化比例）的煤价上涨因素，以促进其降低成本和提高效率，并根据联动后的上网电价，在保持电网经营企业输配电价保持相对稳定的原则下，相应调整销售电价。

《通知》规定，原则上以不少于 6 个月为一个煤电价格联动周期，若周期内平均煤价比前一周期变化幅度达到或超过 5%，相应调整电价；如变化幅度不到 5%，则下一周期累计计算，直到累计变化幅度达到或超过 5%，进行电价调整。计算公式如下：

（1） 上网电价调整公式：

上网电价调整标准=煤价变动量×转换系数

转换系数=（1－消化比例）×供电标准煤耗×7000/天然煤发热量×（1+17%）
/（1+13%）

（2） 销售电价调整公式：

销售电价调整标准=上网电价调整标准×比例系数

比例系数= 1 /（1－输配电损耗率）

《通知》自提出至今，虽然煤炭价格上涨幅度屡次达到联动标准，但迫于管理通胀等压力，煤电联动政策仅于 2005 和 2006 年实施两次（见表 4-3-1），其余基本由火电企业承担煤炭价格上涨带来的发电成本增加。虽然，期间曾两次出台限价政策，但仍然造成了短期内电厂缺煤、电力供应紧张等严重后果。为研究实施煤电联动、调整电价对经济增长、居民福利、节能减排等带来的影响，本文将根据上述公式，首先计算如果按照标准实施煤电联动，目前电价所应达到的水平，然后利用可计算一般均衡模型评估该价格水平对中国经济、社会与环境的影响。

表 4-3-1 第一次和第二次煤电联动 单位：分/千瓦时

	开始实施时间	上网电价平均调幅	销售电价平均调幅
第一次煤电联动	20050601	1.80	2.52
第二次煤电联动	20060701	1.70	2.50

资料来源：联合证券研究所，煤电联动促使行业底部形成，2008 年 6 月 20 日。

第二次煤电联动自 2006 年 6 月 30 日起开始实施，因此本文以 2006 年 7 月的煤炭价格为基准（285.42 元/吨），自 2007 年 1 月起（调整周期不少于 6 个月）推算联动周期，选择标准为周期内的平均煤价与基期相比涨幅超过 5%。整个样本区间内，共出现 5 个联动周期，然后，根据煤电联动公式计算上网电价和销售电价的调整水平（见下表）。¹

表 4-3-2 煤电联动价格计算

时间	本期煤价均值 (元/吨)	与上期相比煤 价变动幅度 (%)	上网电价调整 (分/kWh)	销售电价调整 (分/kWh)
20070901	300.08	5.14	0.96	1.03
20080301	336.50	7.46	1.93	2.07
20080901	438.09	18.54	4.69	5.03
20090901	482.55	-5.12	-1.44	-1.55
20100301	489.34	5.29	1.67	1.77
合计			7.79	8.34

由上表可知，煤价由 2006 年 7 月的 285.42 元/吨上升至 2010 年 10 月的 516.11 元/吨，期间共有 5 次变动幅度达到煤电联动标准，仅在 2009 年 9 月是由于煤价下跌而需要调整电价，其他联动期间均经历了不同幅度的上涨。其中，2008 年 3-9 月之间煤价上涨幅度最大，超过 18%，带来上网电价与销售电价约 5 分/千瓦时的调整，其余时段的调价幅度于表 4-3-2 中列示。在整个样本区间内，若根据实际的煤价波动实施煤电联动政策，则上网电价与销售电价将分别上涨 7.79 分/

¹ 本文的研究以 5000-5500 大卡动力煤车板价（月度价格）为例，样本区间为 2006 年 7 月 1 日至 2010 年 10 月 1 日，数据取自中国经济数据库（CEIC），供电煤耗与输配电损失取全国平均值，数据来自中电联。

千瓦时和 8.34 分/千瓦时。

在本文的样本区间中，虽然未实施煤电联动，但仍然经历了三次电价调整政策：2008 年 7 月 1 日，上网电价平均上调 1.7 分/千瓦时，销售电价平均上调 2.5 分/千瓦时；2008 年 8 月 20 日，火电企业上网电价平均上调 2 分/千瓦时，2008 年，中国火电发电量占总发电量的 81.81%，¹因此，此次调整带来上网电价平均上涨 1.64 分/千瓦时；2009 年 11 月 20 日，非居民用电销售电价上调 2.8 分/千瓦时，2009 年，非居民类电力消费量占全社会电力消费总量的 88.13%，²所以，将带来销售电价平均上涨 2.47%分/千瓦时。因此，需要从表 2 的计算结果中减去实际电价调整额，以得到电价应该调整而尚未调整的真实额度（见下表）。下文将基于表 4-3-3 的计算结果，利用一个可计算一般均衡模型，模拟实施调价之后，对中国经济、社会与环境等的各方面影响。

表 4-3-3 电价需要调整的幅度 单位：分/千瓦时

	上网电价调整	销售电价调整
煤电联动的电价调整幅度	7.79	8.34
电价实际上调幅度	3.34	4.97
电价需要上调幅度	4.45	3.37

第四节 电价调整对中国经济与节能减排的影响——基于 CGE 模型

本文构建了可计算一般均衡模型（CGE），以煤电联动为切入点，来深入分析电价上涨对中国宏观经济与节能减排的影响。一般均衡是与局部均衡相对应的概念。将一种商品市场与其它商品市场隔离单独考虑的研究方法称为局部均衡分析方法，单个市场中商品供给等于商品需求的状态称为局部均衡状态；而将整个经济中所有市场联合起来考虑的研究方法称为一般均衡分析方法，当市场价格充分调整，使得所有商品市场的供给与需求相等时的状态，称为一般均衡状态。

¹ 数据来源：中电联，电力统计基本数据一览表（2009）。

² 数据来源：中电联，电力统计基本数据一览表（2009）。

4.4.1 模型构建

本研究以姚昕和刘希颖（2010）构建的中国能源环境可算一般均衡模型（CGE）为基础，将部门合并整理为五个模块：生产与贸易，价格，机构、污染及系统约束，构建了中国能源—环境可计算一般均衡模型。

（1）生产与贸易

生产和交易模块主要描述国内外产品市场的供需情况¹。方程（4-4-1）为国内活动的 CES（不变替代弹性）生产函数，该生产函数是一个包括劳动和资本、中间投入以及能源投入三类投入的两层嵌套 CES 函数，其中 σ_a 和 δ_a 分别为活动替代弹性参数和份额参数；方程（4-4-2）为国内产出的国内供给，即活动产出减去出口；方程（4-4-3）给出了国内产出在国内销售和出口两个流向中的分配，这里采用 CET（不变转换弹性）函数给出了两种流向之间不完全转换的假设，除了负的替代弹性外，该函数与 CES 函数相同；在国内市场上，由于进口与国内产出之间的不完全替代性，我们用方程（4-4-4）（Armington 函数）来刻画复合商品的国内供给，该函数以国内产出和进口作为“投入”。

$$QD_a = CES(KL_a, INT_a, EE_a, \sigma_a, \delta_a) \quad (4-4-1)$$

$$QD_c = QD_a - QE_c \quad (4-4-2)$$

$$QX_c = \alpha_c^t [\delta_c^t QE_c^{\rho_c^t} + (1 - \delta_c^t) QD_c^{\rho_c^t}]^{1/\rho_c^t} \quad (4-4-3)$$

$$Q_c = \alpha_c^q [\varphi_c^q QM_c^{\rho_c^q} + (1 - \varphi_c^q) QD_c^{\rho_c^q}]^{1/\rho_c^q} \quad (4-4-4)$$

（2）价格

在 CGE 模型中，价格主要描述实物流和名义流以及各种经济指标之间的价格关系。在该系统中，内生价格与其他价格（内生或外生）以及模型中的非价格变量联系在一起。方程（4-4-5）和（4-4-6）分别定义了进口品和出口品的价格，它们是考虑关税并经汇率调整的国际市场价格；方程（4-4-7）是国内产出的国内价格，它是经间接税调整后的国内供给价格；方程（4-4-8）是复合品价格，即国内市场的综合产品价格；方程（4-4-9）是国内总产出价格。

¹ 这一部分中， α ， δ 和 ρ 均为常数，除下标不同外，分别表示效率参数和份额参数和替代弹性参数。

$$PM_c \equiv \overline{P} \overline{WM}_c \cdot (1 + tm_c) \cdot e \quad (4-4-5)$$

$$PE_c = \overline{P} \overline{WE}_c \cdot (1 - te_c) \cdot e \quad (4-4-6)$$

$$PD_c = PS_c \cdot (1 + ti_c) \quad (4-4-7)$$

$$PQ_c = (PD_c \cdot QD_c + PM_c \cdot QM_c) / Q_c \quad (4-4-8)$$

$$PX_c = (PS_c \cdot QD_c + PE_c \cdot QE_c) / QX_c \quad (4-4-9)$$

(3) 机构

这一部分主要定义各经济主体（家庭，政府，企业等）的收入和支出。方程（4-4-10）定义了家庭收入是要素收入和政府转移支付的总和；方程（4-4-11）定义了家庭支出是消费支出和收入所得税支出之和；方程（4-4-12）定义了企业收入是企业要素收入和政府转移支付之和；方程（4-4-13）定义了企业支出是企业所得税，其中 $DERP$ 是企业固定资产折旧；方程（4-4-14）定义了政府收入是直接税、企业所得税、间接税、进出口关税以及排污税的总和；方程（4-4-15）定义了政府支出是政府消费和政府对其他机构转移支付以及政府对活动出口补贴支出的总和。

$$YH = \sum_f YH_f + tf_{hg} \quad (4-4-10)$$

$$EH = \sum_c QH_c \cdot PQ_c + th \cdot YH \quad (4-4-11)$$

$$YE = \sum_f YE_f + tf_{eg} \quad (4-4-12)$$

$$EE = (YE - DERP) \cdot t_{ye} \quad (4-4-13)$$

$$YG = th \cdot YH + (YE - DERP) \cdot t_{ye} + \sum_c PS_c \cdot QX_c \cdot ti_c + \sum_c \overline{P} \overline{WM}_c \cdot QM_c \cdot tm_c \cdot e + \sum_c \overline{P} \overline{WE}_c \cdot QE_c \cdot te_c \cdot e + ETAX \quad (4-4-14)$$

$$EG = \sum_c QG_c \cdot PQ_c + tf_{hg} + tf_{eg} + tf_{rg} \cdot e + ESUB \quad (4-4-15)$$

(4) 排放

该模块定义与污染和污染控制活动相关的变量。方程（4-4-16）定义了污染排放税，各部门不同污染物所产生的排污费是部门产出、污染排放税率、污染排

放密度和污染清理率的函数。方程（4-4-17）定义了减排总量，采用实物单位来衡量，从价值量向实物量的转化比例以基期为准，假设不变。方程（4-4-18）定义了污染减排率，它由减排总量除以总污染产生量而得。方程（4-4-19）定义了污染产生量，它是各部门污染物产生量之和。方程（4-4-20）定义了污染排放量，它是污染产生量扣除减排总量。将各种污染物的排放税进行加总就得到总污染排放税，这由方程（4-4-21）定义。

$$PETAX_{g,a} = tpe_g \cdot d_{g,a} \cdot QD_a (1 - CL_g) \quad (4-4-16)$$

$$TDA_g = X_g \cdot TDAO_g / XO_g \quad (4-4-17)$$

$$CL_g = TDA_g / \sum_a d_{g,a} \cdot QD_a \quad (4-4-18)$$

$$DG_g = \sum_c d_{g,a} \cdot QD_a \quad (4-4-19)$$

$$DE_g = DG_g - TDA_g \quad (4-4-20)$$

$$ETAX = \sum_a \sum_g PETAX_{g,a} \quad (4-4-21)$$

(5)系统约束

这一部分主要描述 CGE 模型中的各种均衡关系。等式（4-4-22）表示家庭的收支平衡，即家庭收入等于家庭支出与家庭储蓄之和；等式（4-4-23）表示政府收支平衡，即政府收入等于政府支出与政府储蓄之和；等式（4-4-24）表示储蓄-投资平衡，即总投资等于政府储蓄、家庭储蓄、企业储蓄以及国外储蓄的总和；等式（4-4-25）表示国内产品市场的供求平衡；等式（4-4-26）表示要素市场平衡，即要素供给等于要素需求；方程（4-4-27）为国际收支平衡方程，其左边为国外账户支出，包括出口、国外要素收入和政府对国外的转移支付，右边为国外账户收入，包括进口和国外储蓄。

$$YH = EH + sh \cdot YH \quad (4-4-22)$$

$$YG = EG + gs \quad (4-4-23)$$

$$I = gs + sh \cdot YH + es + fs \cdot e \quad (4-4-24)$$

$$Q_c = \sum_c QI_c + QH + QG + I \quad (4-4-25)$$

$$\sum_a K_a = ks, \sum_a L_a = ls \quad (4-4-26)$$

$$\sum_c \overline{P} \overline{W} \overline{M}_c \cdot QM_c + \sum_f YF_f + tf_{rg} = \sum_c \overline{P} \overline{W} \overline{E}_c \cdot QE_c + fs \quad (4-4-27)$$

表 4-4-1 模型变量表

内生变量		外生变量	
QD_a	活动产出水平	PWM_c	进口品的世界价格
K_a	活动资本需求	PWE_c	出口品的世界价格
L_a	活动劳动需求	e	汇率
QD_c	国内产出的国内供给	tm_c	进口关税税率
QE_c	出口	te_c	出口关税税率
QX_c	国内总产出	ti_c	间接税税率
QM_c	进口	tf_{hg}	政府对家庭的转移支付
Q_c	国内总供给	tf_{eg}	政府对企业的转移支付
PS_c	活动供给价格	tye	企业所得税税率
PE_c	出口价格	th	家庭所得税税率
PM_c	进口价格	$tfrg$	政府对国外的转移支付
PD_c	国内产品的国内价格	dg,a	污染密度
PX_c	国内总产出价格	$tpea$	污染排放税率
PQ_c	复合品价格	sh	家庭储蓄率
YH	家庭收入	gs	政府储蓄
EH	家庭支出	fs	国外储蓄
YE	企业收入	ls	劳动禀赋
EE	企业支出	ks	资本禀赋
YG	政府收入	$DEPR$	企业资本折旧
EG	政府支出	$ESUB$	出口补贴
QG_c	政府消费		
$PATAX_{g,a}$	部门 c 污染排放税		
TDA_g	减排总量		
CL_g	污染减排率		

DG_g	污染产生量		
DE_g	污染排放量		
$ETAX$	总污染排放税		
KL_a	资本-劳动要素复合品		
INT_a	非能源中间投入复合品		
EE_a	能源中间投入复合品		

4.4.2 数据来源说明及处理

本研究以中国 2007 年 42 部门的投入产出表为数据基础，将 42 个部门合并整理成农业、轻工业、重工业、服务业、煤炭、石油、天然气、电力等 8 个部门，来构建中国能源环境社会核算矩阵。构建社会核算矩阵需要大量的数据基础，除投入产出表外，其他相关数据主要来自《中国统计年鉴 2008》、《中国能源统计年鉴 2008》等。

运用 CGE 模型进行政策模拟涉及到一系列重要的模型参数，比如各种生产投入和消费投入之间的替代弹性，产出之间的转换弹性，收入、支出份额，税收税率，以及贸易参数等等。CGE 参数的估计方法有一套规则，本文 CGE 的参数估计分为以下 3 种：（1）根据 SAM 表直接得出。模型绝大多数参数直接来自 SAM：如中间投入系数，份额参数，储蓄率，各种税率。（2）简单计量估计，如生产中的要素替代弹性。（3）参考前人研究。如进出口弹性主要参考范金（2004）的做法进行设定；效用函数中的参数来自林伯强和何晓萍（2008）。

应用 CGE 模型进行政策模拟首先要构建针对特定问题的 SAM。在编制 SAM 时，由于很多数据来自不同的统计资料，加上不同资料的统计口径不同，因此在编制 SAM 时难免出现一些账户的不平衡，对此我们采用最小交叉熵法（Maximun Cross Entrophy, MCE）使其平衡。SAM 的平衡及文中基于 CGE 模型的定量模拟都在 GAMS 系统（General Algebraic Modeling System, Version 22.1）中实现，平衡 SAM 所用的算法为非线性规划（Nonlinear Programming），求解 CGE 模型采用的算法为混合互补规划（Mixed Complementarity Programming）。

4.4.3 模拟结果

基于前文计算的煤电联动所引起的电价上调幅度，利用 CGE 模型研究了电价上涨的影响，共包括宏观经济与社会福利、各产业产出和节能减排三个方面。首先，一般来说，电价上涨意味着生产成本的上升，会加大经济增长的成本，对经济增长造成一定的负面影响，从而很可能引起就业水平的降低。而对国际贸易的影响则取决于该国的进出口商品结构，若以制造品为主要的出口商品类型（主要为发展中国家），电费是成本的主要构成之一，造成成本对电价波动的敏感性较高，一旦上调电价会迫使生产者提高产品价格，而这又会造成产品在国际市场的竞争力下降。对居民部门来说，电力是基本的生活资料，电价上调造成既定电力消费量下可支配收入的减少，或者为保持收入水平不变而减少电力消费，两种情况都会带来居民福利的损失，所以，一般情况下，电价上涨会带来居民福利的下降。其次，电力作为基本的生产资料，其价格上涨也会对各产业的产出带来影响，一般情况下，会因为带动成本增加而降低产出，但因为不同产业的成本结构有所差异，他们的成本对电价波动的敏感性不同，且他们的能源投入中其他能源对电力的替代性也不同，所以电价调整会通过对成本的差异化影响而带来产业结构调整。最后，电价上涨会带来积极的节能减排效果，能源价格是节能的关键环节之一，价格上升会促进能源利用效率的提高，或者在成本约束下迫使能源需求的减少，从而相应地减少能源生产及消费过程中的污染物排放（本文主要以碳排放为研究目标）。

表 4-4-2 实施煤电联动的影响

对宏观经济的影响（%）				
GDP	就业	进口	出口	福利
-0.03	-0.02	0.01	-0.02	0.01
对各产业产出的影响（%）				
农业	轻工业	重工业	服务业	
-0.01	-0.09	-0.25	-0.01	
对节能减排的影响（%）				

单位 GDP 能耗	二氧化碳排放
-0.68	-1.12

上表总结了实施煤电联动之后，电价上调对经济、社会、能源与环境各方面的影响。首先，从宏观经济角度来看，电价上涨会对中国目前较快速的经济增长造成一定压力，如果依据前文计算结果，将销售电价上调 3.37 分/千瓦时，对 GDP 的影响并不大，会带动其 0.06% 的增长。作为基本的生产与生活资料，电力价格的上涨在推高企业生产成本的同时也抑制了居民部门的消费能力，因此，电价上调从生产与生活两个方面减缓经济的增长。

而电力价格上涨将通过两个渠道来影响就业水平。一方面，二者存在互补关系，电价上涨会冲击就业市场，由于经济增长速度放缓和居民购买力下降使产品的市场需求减少，企业的生产动力减少，且电价上涨带来企业生产成本升高，都造成企业从适应市场需求及节约成本的角度出发减少雇员；另一方面，电力与劳动力在一定程度上具有替代关系，二者均为生产资料投入，在电价上涨的时候，企业会考虑在能够替代电力的范围内增加劳动力供给（参考文献）。根据本文研究，煤电联动后销售电价的上调会使就业上涨 0.03%，说明目前中国电力与劳动力之间体现了替代的关系，但影响并不显著。而电价上涨的幅度一旦加大，则可能会带来不同的结果，即对经济体压力过大而造成失业水平上升。

2009 年，中国进出口总额为 150648.06 亿元，其中，出口为 82029.69 亿元，进口为 68618.37 亿元，顺差为 13411.32 亿元。¹而煤电联动的电价上调将分别带来进口 0.15% 的增长和出口 0.46% 的减少，造成中国国际贸易结构的一定改变。虽然电价上涨对居民部门的收入效应会造成购买力的下降，但也会带来进口品相对价格的下降和本国商品相对价格的上升，总的来看，相对价格的影响超过了收入效应的影响，使得进口增长，但影响相对较小。而出口部门商品因为国内生产成本增加，带来相对价格的上升，其国际市场竞争力遭到较严重的削弱。为支持中国经济较快速的增长，能源价格被人为压低，造成其不能完全反映资源稀缺与环境破坏的成本，这种情况亟需改善，国内企业必须从提高能效与增加产品附加值等角度出发，以应对能源价格上涨后的成本问题，改变依赖较低廉的能源价格

¹ 数据来源：中国统计年鉴（2009）。

的现状。同时，政府也需要发挥引导作用，调整国际贸易结构，逐步实施能源价格改革，通过有规划的、阶段性的改革来有效利用能源、缓解环境压力，并保持本国企业在国际市场的竞争力，避免对出口部门的严重打击。

煤电联动后，将带来居民福利水平的小幅改善（0.01%）。煤电联动引起的电价增长将从两个方面影响居民福利。一方面，电力是居民的基本生活消费品，其价格上升的直接影响是提高居民生活成本，削弱居民购买力。而且，能源价格的上升会带动社会生产成本的增加，造成物价普遍上涨，进一步降低居民的实际购买力，造成福利损失。另一方面，电价上涨后，能源使用成本提高，抑制能源消费的过快增长，避免了不合理消费并促进能效的提高，从而促进了资源的更优配置，并伴随着污染物排放的减少。因此，煤电联动会带来居民在资源与环境方面福利的改善。CGE 的模拟结果显示，煤电联动后居民福利将正向改善，证明后一种效应超过了前一种，即合理的价格设定将有利于改善居民福利。

还有一个值得注意的问题是，电力属于生活必需品，电费支出在总收入中的比重随收入水平的升高而下降，即低收入人群（与中高收入人群相比）会支付其收入的更大部分在电力消费上。鉴于电力价格上涨可能会带来居民福利损失，政府的电价改革还必须考虑配套的补贴政策改革，以保障低收入人群的基本用电需求。在这个问题上，对居民生活用电实施阶梯电价属于一项较有效的政策选择。2010 年 10 月 9 日，国家发改委发布的《关于居民生活用电实行阶梯电价的指导意见(征求意见稿)》，提出居民阶梯电价将划分三个档次，电价实行分档累进递增。阶梯电价的出台旨在抑制能源不合理消耗，推动节能减排，引导居民合理用电，同时，电价提高的收入还可以用作对低收入家庭基本用电的补贴投入。

其次，电价上涨会对农业、工业和服务业的产出带来不同程度的影响。如表 4-4-1 所示，服务业与农业会受到微弱的正面影响，产出分别增长 0.03%和 0.01%；而对工业部门来说，电价上调会造成较大的打击，特别是重工业部门，其产出将下降 0.37%，轻工业次之，将面临产出 0.06%的下降。由于各产业的成本结构、能源消耗强度、能源、资本与人力资本等投入要素的可替代程度均差异较大，因此受影响的幅度也不同。工业部门是国民经济中能源消耗数量与强度最高的部门，2010 年 1-10 月，全国全社会用电量 34846 亿千瓦时，其中，重工业占比达到 61%以上（见下表），因此，重工业将是受能源价格调整政策影响最为严重的

部门，由于在城市化与工业化加快的进程中存在着刚性的能源需求问题，提高能效、节约能源刻不容缓。长期来看，中国的能源价格政策改革将助推经济产业结构的调整，加剧能源消耗强度较大的部门的压力，并相对促进其他部门的发展。因为电价上涨对产出的负面影响主要是由增加成本造成的，相对而言，服务业的投入主要依靠资本与人力资本，对能源投入的要求较小，因而受影响也最小，农业对能源（电力）的依赖较服务业稍大一些，因此产出的增加幅度略小一些。

表 4-4-2 2010 年 1-10 月中国电力消费结构 单位：亿千瓦时

全国全社会用电量	34846
其中：第一产业用电量	841
第二产业用电量	25926
其中：工业用电量	25534
其中：轻工业用电量	4275
重工业用电量	21258
第三产业用电量	3768
城乡居民生活用电量	4311

资料来源：中电联，2010 年 1-10 月份全国电力工业生产简况，2010 年 11 月 16 日。

最后，根据 CGE 模拟结果，实施煤电联动上调电价会带来显著的节能减排效果。价格是市场的关键因素，能源价格则是影响能源节约与污染物减排的关键决策点。目前，电力价格由行政而非市场决定，使得政府能够将能源价格作为其宏观调控的政策之一，例如，即使煤价高涨屡次达到煤电联动标准，也并未上调电价，以满足其他的宏观经济目标，包括缓解通胀压力或者促进经济增长等。然而，长期来看，人为压低的能源价格只是缓解上述问题的短期手段，没有从根本上解决问题，而且，因为低价导致能源浪费、碳排放增加、过度依赖化石能源，不能促进企业从科技水平与改善经营管理等方面提高竞争力，造成更为严重的长期问题。中国提出以 2005 年的单位 GDP 能耗为基准，至 2020 年将实现 40%-45% 的降低，而从表 5 看来，仅实施煤电联动一项政策即可带来超过 2.18% 的能耗下降。同时，在 GDP 上涨 0.06% 的基础上，仍然能够带来二氧化碳排放量 2.93%

的减少，换言之，实现了单位 GDP 二氧化碳排放（碳强度）的显著下降。综上所述，实施能源价格政策改革，充分反映能源的资源稀缺与环境污染成本，能够有效地以价格机制为导向实现节能减排，符合中国的低碳转型战略。

第五节 结论与政策建议

4.5.1 结论

本文以煤电联动机制为切入点，计算了实施该政策后电价的上涨幅度，并分析了其影响，得到以下结论：如果严格按政府的煤电联动机制规定，实行煤电联动，上网电价与销售电价将分别上涨 7.79 分/千瓦时和 8.34 分/千瓦时。

基于可计算一般均衡模型（CGE），本文模拟了电价上调后对中国宏观经济、社会福利、产业结构及节能减排各方面所带来的影响。研究结果说明：

第一，煤电联动后带来的电价上涨仅对 GDP 增长与就业水平具有较小的负面打击，二者分别下降 0.03%和 0.02%。然而，居民福利会有小幅的改善（0.01%）。此外，煤电联动还会影响中国的国际贸易结构，带来进口部门的改善（0.01%），而出口部门会受到负面影响（-0.02%），对中国进出口贸易的影响，有利于转变中国经济对国际贸易的过度依赖，并促进政府与出口商从提高能效与增加产品附加值的角度出发，以增强国际竞争力。煤电联动的积极影响体现在其显著的节能减排效果上，这说明实现低碳转型需要实施能源价格政策改革的配套措施。提高电价有助于减轻环境压力，带来单位 GDP 能耗和二氧化碳排放的较大幅度下降。如果销售电价上调 3.37 分/千瓦时，二氧化碳排放将减少 1.12%，单位 GDP 能耗将减少 0.68%。

第二，如果实施煤电联动，电价上涨将带来中国经济产业结构的调整。虽然电价上涨会带来各产业生产成本的增加，但由于各产业在生产资料投入结构、能源消耗强度等方面存在差异，所以它们的产出下降幅度并不相同。其中，重工业和轻部门的产出受损最为严重，会分别下降 0.25%和 0.09%，由于工业部门（此处主要指重工业）在能源消耗总量最大、能耗强度最高的部门，因此，通过能源价格调整促进其提高能效非常重要。而服务业和农业的产出下滑均为 0.01%。动态地来看，电价上涨的效应经过中长期积累，有助于促进第三产业（特别是相对

工业来说)的发展,并由此而推动中国产业结构的调整,也有助于节能减排。

4.5.2 政策建议

本文的研究结果表明,煤电联动仍然是现阶段缓解电煤供应紧张、稳定电力供给及促进煤炭和电力行业可持续发展的有效手段。根据前文结论,我们提出如下的政策建议:

在今后很长一段时间内,煤炭仍然是电力的主要能源来源,煤电之间的矛盾焦点在价格,也就是我们常常听到的“计划电”和“市场煤”的问题。如果不尽快解决煤电问题,电力供需平衡将非常脆弱,“电荒”将会由不同原因引发(包括煤电矛盾,异常气候等等)而持续出现。如何保障电力供应会是政府“十二五”(2011-2015)期间必须面临的一个重要问题。我们都知道,缺电的社会经济成本远大于电力供应成本。如果电力短缺是由于缺煤,解决问题选择就不是很多,要么煤电联动,要么抑制煤价。如果煤炭的市场化改革方向不能改变,那么就只能实行煤电联动。进一步说,在电力价格改革不能到位的情况下,煤电联动可能是目前解决煤电矛盾的最有效手段,因为事实上的确很难有其他更好的解决办法。

煤电联动政策的缺失导致不少严重后果,首先,由于中国的电厂大部分为国有,即使亏损严重仍然会尽量保障电力供给,然而,没有一个合理的煤炭价格,就无法保证充足的电煤供应,也就会造成电力紧缺的情景时而发生。其次,价格是影响商品需求的重要因素之一,低电价会造成电力低效利用,与节能减排和可持续发展的目标相悖。

朝前看,或者由于煤炭需求增加,或者是由于石油价格上涨,或者是由于煤炭进口增加,中国煤炭价格的大趋势是上涨,保障电力供应需要实现煤电联动。我们的研究结果说明,煤电联动对经济发展和居民福利负面影响其实很小,为了保证煤电联动得以顺利推出,我们还可以考虑配套的补贴政策,以改善居民福利,特别是保障低收入人群的基本用电需求。

煤电联动的一个担忧是:电价动了,煤价接着动,经济和消费者如何承受?政府可以设法抑制煤炭价格上涨的动力。比如说,在特殊的情况下,即当煤价出现快速上涨,可以考虑像对石油一样,由中央政府对煤炭征收“特别收益金”。

中国的煤炭资源基本是国有的，之所以“特别收益金”需要由中央政府征收，是因为地方政府可能有征后返回给当地煤炭生产商的动力。经过近年整合，煤炭产量相对集中，以国有大型煤炭企业为主。对煤炭征收“特别收益金”，即政府通过测算煤炭资源的成本、各种费用以及利润空间，保证留给企业足够的收入用于可持续发展的开支后，计算出特别收益阶段。中央政府征收煤炭“特别收益金”提供了卖多而不是卖高的动力，可以缓解煤价上涨的压力。同时，中央政府还可以用“特别收益金”的收入建立特别基金来稳定电价，避免电价大幅度波动。

本章参考文献：

- David L. Kaserman , Richard C. Tepel, The Impact of the Automatic Adjustment Clause on Fuel Purchase and Utilization Practices in the U. S. Electric Utility Industry, *Southern Economic Journal*, Vol. 48, No. 3 (Jan., 1982), pp. 687-700.
- David P. Baron and Raymond R. De Bondt, Fuel Adjustment Mechanisms and Economic Efficiency, *of Industrial Economics*, Vol. 27, No. 3 (Mar., 1979), pp. 243-261.
- Donald Lien, Lihong Liu, Futures Trading and Fuel Adjustment Clauses, *Journal of Regulatory Economics*; 9:157-178 (1996).
- Frank Graves, Philip Hanser, Greg Basheda, Electric Utility Automatic Adjustment Clauses Revisited: Why They Are Needed More Than Ever, *The Electricity Journal*, June 2007, Vol. 20, Issue 5 1040-6190.
- Frank M. Gollop and Stephen H. Karlson, The Impact of the Fuel Adjustment Mechanism on Economic Efficiency, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 60, No. 4 (Nov., 1978), pp. 574-584.
- Y. X. He, S. L. Zhang, L. Y. Yang, Y. J. Wang, J. Wang, Economic analysis of coal price–electricity price adjustment in China based on the CGE model, *Energy Policy* 38 (2010) 6629-6637.
- Jay Zarnikau, Marilyn Fox, Paul Smolen, Trends in prices to commercial energy consumers in the competitive Texas electricity market, *Energy Policy* 35 (2007)

4332-4339.

K. Ali Akkemik, Potential impacts of electricity price changes on price formation in the economy: a social accounting matrix price modeling analysis for Turkey, Energy Policy, Accepted 2 November 2010.

K. Doroodian, Roy Boyd, The linkage between oil price shocks and economic growth with inflation in the presence of technological advances: a CGE model, Energy Policy 31 (2003) 989-1006.

R. Mark Isaac, Fuel Cost Adjustment Mechanisms and the Regulated Utility Facing Uncertain Fuel Prices, The Bell Journal of Economics, Vol. 13, No. 1 (Spring, 1982), pp. 158-169.

Roger G. Clarke, The Effect of Fuel Adjustment Clauses on the Systematic Risk and Market Values of Electric Utilities, The Journal of Finance, Vol. 35, No. 2, Papers and Proceedings Thirty-Eighth Annual Meeting American Finance Association, Atlanta, Georgia, December 28-30, 1979 (May, 1980), pp. 347-358.

林伯强, 中国电力发展: 提高电价和限电的经济影响, 《经济研究》2006 年第 5 期, 115-126 页。

林伯强, 李爱军, 碳关税对发展中国家的影响, 《金融研究》2010 年第 12 期。

林伯强, 姚昕, 刘希颖, 节能和碳排放约束下的中国能源结构战略调整, 《中国社会科学》2010 年第 1 期, 58-71 页。

林伯强, 牟敦国, 能源价格对宏观经济的影响——基于可计算一般均衡 (CGE) 的分析, 《经济研究》2008 年第 11 期, 88-101 页。

林伯强, 何晓萍, 中国油气资源耗减成本及政策选择的宏观经济影响, 《经济研究》2008 年第 5 期, 94-104 页。

姚昕, 刘希颖, 基于增长视角的中国最优碳税研究, 《经济研究》2010 年第 11 期。

姚昕, 孔庆宝, 中国能源综合运输体系及其宏观影响, 《金融研究》2010 年第 4 期, 29-39 页。

于良春, 张伟, 强自然垄断定价理论与中国电价规制制度分析, 《经济研究》2003 年第 9 期, 67-73 页。

第五章 反弹效应对中国低碳转型的影响及政策选择

第一节 反弹效应对中国低碳转型的影响

中国目前正处于能源需求较高的城市化与工业化阶段。然而，节能减排在中国的可持续发展中占据非常重要的地位。由于人口众多，中国的能源稀缺性可能会比其他国家严重，因此，在节能减排方面也需要付出更大的努力。

随着越来越多的决策开始考虑全球气候变暖问题，二氧化碳减排问题也获得了更多的关注。深入理解提高能效在能源密集型国家（如中国）的影响对于预测全球二氧化碳排放是非常重要的。直观上讲，某种能源产品使用效率的提高将降低该能源的消费，然而，消费下降以及随后该能源单位使用成本的下降将引起能源需求的反弹，使由效率提高实现的节能和减排效果被增加的能源消费所抵消，这就是能源经济学的反弹效应理论。反弹效应由 Jevons（1865）首次提出。他发现，效率更高的蒸气机的发明最初减少了煤炭消费并引起煤炭价格下降；然而，煤炭价格下降使煤炭成为一种经济的能源形式，从而最终使煤炭消费大幅提高。

在特定条件下，由于存在反弹效应，能源效率的提高反而会导致能源需求上涨，这种现象常常发生在一些发展中国家或新兴国家的低能源价格政策下的能源市场。该情形被称为“适得其反”的结果。¹而对于成熟的市场，一般认为，尽管存在反弹效应，但节能效果依然存在。反弹效应取决于许多因素，包括资源形式、资源使用设备以及资源市场和总体经济的发展程度。

发达国家的经验说明，通过效率提高最终实现的节能往往和预期的节能目标不一致，Bentzen (2004)，Grepperud 等等(2004)和 Mizobuchi (2008)的实证研究证明了上述理论。反弹效应的大小影响到节能减排的最终效果，它不仅使政府通过提高效率而进行节能的努力所得到的结果比预期更小；在环境评估上，它也将增加由能源效率提高带来的二氧化碳减排预测上的困难。因此，反弹效应的大小对节能减排的成果影响显著。

¹ 见 Saunders (2000a, b) 中的讨论。

为保证经济的快速增长与社会稳定，中国的能源价格改革进展缓慢。政府目前的节能减排重心主要是行政措施，可能有短期效应，但经济社会成本会很大，且不是长效机制。根据反弹效应理论，如果目前中央政府分发给各省的节能目标是以提高能源效率为主，不涉及市场价格，那么可能得到的结果就会小于目标¹。为了把握中国的节能减排结果和节能潜力，有必要对反弹效应进行研究。

本文的研究旨在证明在反弹效应的影响下，如果缺乏价格政策的配套改革，中国推行节能减排的行政措施将很难达到预期的政策目标。本文基于能源利用效率的提高对中国城市居民的消费选择及由此带来的二氧化碳排放的影响估计了反弹效应的大小。虽然能效提高能带来节能减排的改善，但会有部分效果被反弹效应所消除。其中，包括间接影响和直接影响，前者指由相关能源服务价格降低带来的需求增长，而后者指消费者相对收入增长后对其他能源服务需求的增加。经验表明，反弹效应的大小取决于消费者对不同商品的偏好(Milne 和 Boardman, 2000)。

第二节 直接与间接反弹效应的理论阐述

5.2.1 反弹效应的文献综述

有关反弹效应的理论研究可追溯于 Khazzoom-Brookes 假说，即当真实的能源价格不变时，能源效率的提高是否最终能够实现能源消费的减少 (Saunders, 1992)。Khazzoom(1980)认为，忽略反弹效应使得由能源效率改进导致的真实节能量小于预期。同时，他对于反弹效应的度量提出了如下的公式：

$$\eta_{\varepsilon}(E) = \eta_{PE}(E) - 1 \quad (5-2-1)$$

其中， ε 代表能源效率； E 和 PE 则分别代表能源需求及其相应的价格。 $\eta_{\varepsilon}(E)$ 表示某种设备的能源需求相对于能源效率的弹性； $\eta_{PE}(E)$ 则表示能源需求的自有价格弹性，用以衡量反弹效应的大小；“-1”则表示由效率提高导致的预期节能。

继 Khazzoom(1980)后，国外学者分别在反弹效应的理论及实证方面进行了广泛讨论(Binswanger, 2001; Brannlund 等, 2007; Mizobuchi 等, 2008)。基于

¹ 在中国，这些目标是由中央政府制定并安排给各省（地方政府）。

Khazzoom(1980)提出的反弹公式, Berkhout 等 (2000)、Roy (2000)、Bentzen (2004)等均在实证研究方面通过计算能源需求的自有价格弹性来估计反弹效应的大小。然而, 在大多数情况下, 能源需求主要来源于对能源服务如交通运输、取暖、照明等的需求, 并通过能源商品¹及相应的能源系统(包括能源设备)来提供。因此, Mizobuchi (2008)对 Khazzoom(1980)的反弹公式加以改进, 提出采用公式(5-2-2)更能确切地衡量反弹效应的大小:

$$\eta_e(E) = \eta_p(S) - 1 \quad (5-2-2)$$

上中, S 和 P 分别表示能源服务的需求及其价格, $\eta_p(S)$ 表示能源服务需求的自有价格弹性, 作为反弹效应大小的度量。事实上, 通过理论推导, 公式(5-2-1)是公式(5-2-2)的一个特例。²

然而, 由于上述公式是在特定的效用函数的前提下提出的, 衡量的是单一能源服务(single-service)的情形, 并未考虑各种能源服务之间的替代, Lovins(1988)、Greening et al. (2000)、Binswanger(2001)等均对上述公式的局限性提出了质疑, 认为从单一服务模型中得出的反弹效应会误导真实的反馈状况。Lovins (1988)认为, 反弹效应更可能是由收入效应导致而非替代效应引起的。换言之, 在不同服务之间各种可能的存在的替代效应需要与由效率提升所致的收入效应同时考虑。Binswanger(2001)对反弹效应的定义进一步扩展, 认为当存在多种能源服务的情形下, 由效率提高引起的能源成本下降所导致的反弹效应包括直接效应(direct effects)和间接效应(indirect effects), 其中直接效应指由于能源效率的提高减少了单位能源的使用成本, 而成本的减少在某种意义上可视为能源服务实际价格的下降, 从而引起各种能源服务之间的替代效应, 最终导致能源需求的增加从而部分抵消了初始的节能潜力; 替代效应也被称为直接效应, 由能源利用效率提高引致的成本下降反而增加了消费者对能源服务的使用(Greening 等, 2000)。间接效应则指当其他商品和服务的价格保持不变的条件下, 由于能源成本的降低增加了消费者的真实收入, 即由能源实际价格减少所引起的收入效应导致消费者对所有商品和服务³需求的增加因此, 上述分析表明, 以 Khazzoom(1980)为代表的学者

¹ 生产这些商品, 不仅需要能源投入, 还需要由家庭或者企业提供的资本、劳动力、管理技能等(Greening 等, 2000)。

² 有关公式(2)的推导详见附录 B。

³ 这不仅包括对该能源商品和服务, 也包括对其他能源商品和服务需求的增加, 而其他商品和服务同样需

估算了能源需求的自有价格弹性，衡量的仅仅只是直接的反弹效应。

反弹效应还影响到节能减排的另一个重要层面即环境层面，如气候变化问题。当反弹效应为正时，由效率改进导致的温室气体的减排在一定程度上将被能源服务需求的增加所抵消，并且，这种抵消的程度将取决于反弹效应的大小 (Mizobuchi, 2008)。充分考虑反弹效应能更加准确地衡量和评估可能取得的节能减排效果，这有助于评价能源环境政策实施的有效性。Brannlund 等(2007)、Mizobuchi (2008) 分别对瑞士和日本的生活消费所产生的环境污染的反弹效应（包括直接效应和间接效应）进行了实证分析，然而，他们并未具体地度量直接效应和间接效应各自的大小。

国内学者对有关反弹效应的实证研究较少。周勇等（2007）采用时间序列数据实证分析了中国 1979-2004 年能源消费的反弹效应在 30%到 80%之间波动；刘源远等（2008）则采用面板数据分析了中国 1986-2005 年的平均反弹效应为 53.7%，且存在一种地区差异。他们均从宏观层面上估算了技术进步促进经济增长而导致的反弹效应，这种方法的缺点在于并未估算，市场对能效提高带来的能源成本下降有何反应。此外，由于商品和服务的需求结构的变化会影响到这些产品的供应侧。因此，这些影响进而会扩散到整个经济，从整个经济层面上估算反弹效应涉及到所有部门供求关系的重新调整¹，而各部门之间投入产出的关系只有通过多部门的模型（如 CGE 模型）才能更确切地进行分析。

本文试图填补现存研究的空白，基于斯勒茨基方程来衡量直接反弹效应和间接反弹效应的大小。借鉴 Brannlund 等人(2007)的方法，采用中国 1986-2007 年中国城市家庭的时间序列数据估计了反弹效应的幅度。。

5.2.2 直接反弹效应和间接反弹效应的理论阐述

反弹效应（rebound effect, RE）一般采用由能源效率提高导致的预期和实际节省的能源之差来衡量，可被定义如下（Khazzoom, 1980; Mizobuchi, 2008）：

$$RE = \left| \frac{\Delta E^1}{\Delta E^0} \right| \times 100(\%) \quad (5-2-3)$$

要能源，此时，总的能源消费并非直接地由效率改进影响的该产品所增加。

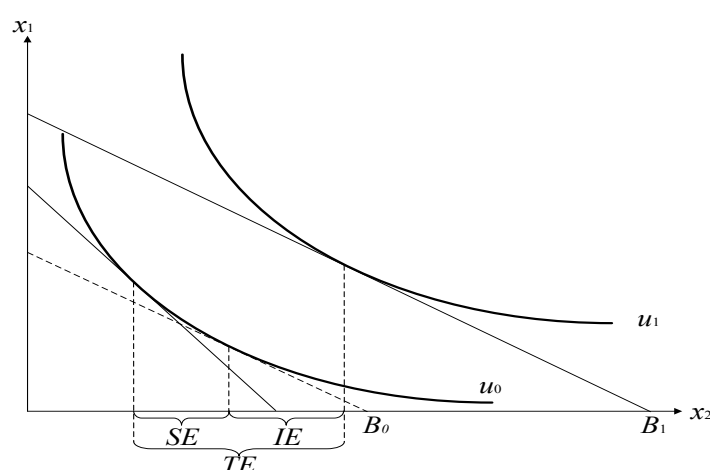
¹ 这种效应称为一般均衡效应（general equilibrium effects）。(Greening, 2000)

其中， ΔE^0 为预期节能量，而 ΔE^1 表示由能源成本下降所导致的能源消费的反弹。

如前文所述，当存在多种能源服务的情形下，由效率提高引起的能源成本下降所导致的反弹效应包括直接效应和间接效应，其理论基础来源于斯拉茨基（Slusky）公式，即价格变化对消费产生的总效应为替代效应和收入效应之和。

¹下文将基于一个两商品模型对直接和间接替代效应进行分析。

首先，我们假设家庭消费者的效用函数为 $U(x_1, x_2)$ ，两种能源服务均为正常品，其消费量分别为 x_1 和 x_2 ，消费者面临的预算约束为 $B = P_1 x_1 + P_2 x_2$ ，其中 P_1 、 P_2 分别表示两种能源服务的价格。假设 B 为居民家用电器的预算约束，居民可选择电磁炉（ x_1 ）或者燃气灶（ x_2 ）做饭。电磁炉的能效提高（每小时用电量下降）所带来反弹效应如图 5-2-1 所示。一方面，由于效率改进使电磁炉的单位使用成本减少，于是消费者更多地选择电磁炉代替燃气灶做饭，并且若二者之间的替代性越强，则这种替代效应（图 5-2-1 中的 SE）越明显。另一方面，成本下降还产生了收入效应（图 5-2-1 中的 IE），即在同样的预算约束 B 下，消费者的实际购买力增强，从而同时增加了二者的消费量（如出行次数增多等）。而总的能源消费量的最终变化则取决于直接效应（替代效应）和间接效应（收入效应）的大小。²



¹ 当一个商品价格改变时，如果这个商品的价格相对其他商品更便宜（或者更贵），从而导致替代效应；进而消费者的真实收入提高（或者下降），产生收入效应。

² 因此，Khazzoom(1980)的单一要素模型仅仅考虑了由于某种能源服务价格下降所引起对该服务需求的增加，忽略了收入效应，这就低估了反弹效应的大小（Binswanger,2001）。

图 5-2-1 直接效应和间接效应的理论阐述¹

反弹效应与消费者和生产者双方均相关。对于生产者而言，能源是生产过程中除非能源要素外（资本、劳动力）的重要投入要素。当能源效率提高时，单位产出能耗下降。所以，替代效应是一种直接效应，即其它投入要素被能源投入取代，并最终导致能源需求的增加。间接效果考虑的是能源服务成本下降对产品销售价格的影响，同时，它们的价格下降会进一步导致对产品和能源消费的增加。因此，生产行为的反弹效应从经济理论上讲实质上与消费行为的反弹效应是相同的。

5.2.3 直接效应和间接效应的理论推导

根据下文的分析和推导，我们会发现，能源消费及与之相关的 CO₂ 排放，两者的反弹效应变化方向和程度都是一致的。此外，基于斯勒茨基方程，我们把 CO₂ 排放的反弹效应分解为直接效应和间接效应。首先，定义每种商品所产生的 CO₂ 排放量由式（5-2-4）表示（Brannlund et al., 2007）：

$$E_{it} = \theta_{it} x'_{it} \quad (5-2-4)$$

其中， x'_{it} 表示商品 i 在 t 期的真实消费， θ_{it} 表示 CO₂ 排放系数，即衡量商品 i 在生产、输送及消费过程中的 CO₂ 排放。

由家庭消费产生的 CO₂ 排放总量为：

$$E_t = \sum_r E_{rt} = \sum_r \sum_{i \in I_r} E_{it} = \sum_r \sum_{i \in I_r} \theta_{it} x'_{it} \quad (5-2-5)$$

其中， r 表示商品的类别， $r=1, K, n$ 。当效率改进使某种商品 j 的能源成本发生变化，可视为该商品的实际价格发生变化，由此导致的 CO₂ 排放量的变化如下式所示：

$$\frac{\partial E_t}{\partial P_{jt}} = \sum_i \frac{\partial x'_{it}}{\partial P_{jt}} \frac{\partial E_t}{\partial x'_{it}} = \sum_i \frac{\partial x'_{it}}{\partial P_{jt}} \theta_{it} \quad (5-2-6)$$

式（5-2-6）实际上体现了效率改进后，由反弹效应所导致的 CO₂ 排放量的

¹ 来源：Mathias Binswanger(2001), Technological progress and sustainable development: what about the rebound effect? Ecological Economics 36 (2001), pp.119-132

变化。对此需要做进一步的解释，CO₂ 排放主要来源于商品在生产、输送以及消费的过程中所消耗的能源，即：

$$E_t = \gamma_t e_t \quad (5-2-7)$$

其中， e_t 表示终端消费所消耗的能源总量， γ_t 表示单位能源消费所产生的 CO₂ 排放。从当前的技术水平来看，在较长时期内单位能源排放的 CO₂ 量并不会发生较大变化，即排放系数 γ_t 可视为常量（主要由当前的技术水平决定）。因此，对式（5-2-7）的两边同时求导，可得：

$$\frac{\partial E_t}{\partial P_{jt}} = \gamma_t \frac{\partial e_t}{\partial P_{jt}} \quad (5-2-8)$$

其中， $\frac{\partial e_t}{\partial P_{jt}}$ 表示由反弹效应所导致的能源消费量的变化。由式（5-2-8）可看出，由反弹效应所导致的能源消费的变化与由此产生的 CO₂ 排放会保持同比例的变化，而该比例正是排放系数 γ_t 。

为了度量直接效应和间接效应，我们需要对式（5-2-6）进行分解。根据斯拉茨基（Slusky）公式，商品 j 的价格 P_{jt} 对商品 i 的消费量 x'_{it} 的总效应为：

$$\frac{\partial x'_{it}}{\partial P_{jt}} = \frac{\partial x'^h_{it}(p, u^*)}{\partial P_{jt}} - x'_{jt} \frac{\partial x'_{it}}{\partial y} \quad (5-2-9)$$

其中，等式右边的 $\frac{\partial x'^h_{it}(p, u^*)}{\partial P_{jt}}$ 、 $(-x'_{jt} \frac{\partial x'_{it}}{\partial y})$ 分别表示商品 j 的价格 P_{jt} 变化对商品 i 需求量的替代效应和收入效应。将式（5-2-9）代入式（5-2-6），我们可以将商品 j 的效率改进后的反弹效应分解成直接效应和间接效应：

$$\frac{\partial E_t}{\partial P_{jt}} = \sum_i \frac{\partial x'^h_{it}(p, u^*)}{\partial P_{jt}} \theta_{it} - \sum_i x'_{jt} \frac{\partial x'_{it}}{\partial y} \theta_{it} \quad (5-2-10)$$

其中，等式右边的第一项和第二项分别表示直接效应和间接效应。更进一步地，我们需要度量它们各自的大小，对于间接效应，可由下式表示：

$$\text{间接效应} = - \sum_i x'_{jt} \frac{\partial x'_{it}}{\partial y} \theta_{it} = - \sum_i \frac{p_{jt} x'_{jt}}{y} \left(\frac{\partial x'_{it}}{\partial y} \frac{y}{x'_{it}} \right) \frac{x'_{it}}{p_{jt}} \theta_{it} = - \sum_i S_{jt} \eta_{yi} \theta_{it} \frac{x'_{it}}{p_{jt}}$$

(5-2-11)

其中, $S_{jt} = \frac{p_{jt}x'_{jt}}{y}$ 、 p_{jt} 分别表示商品 j 的支出份额和价格; x'_{it} 则表示商品 i 的实际消费量; $\eta_{yi} = \frac{\partial x'_{it}}{\partial y} \frac{y}{x'_{it}}$ 则表示商品 i 的需求量的收入弹性。对于直接效应, 我们可通过式 (5-2-10) 与式 (5-2-11) 得到:

$$\begin{aligned} \text{直接效应} &= \sum_i \frac{\partial x'_{it}}{\partial p_{jt}} \frac{p_{jt}}{x'_{it}} \theta_{it} = \frac{\partial E_t}{\partial p_{jt}} + \sum_i x'_{jt} \frac{\partial x'_{it}}{\partial y} \theta_{it} \\ &= \sum_i \left(\frac{\partial x'_{it}}{\partial p_{jt}} \frac{p_{jt}}{x'_{it}} \right) \theta_{it} \frac{x'_{it}}{p_{jt}} + \sum_i \frac{p_{jt} x'_{jt}}{y} \left(\frac{\partial x'_{it}}{\partial y} \frac{y}{x'_{it}} \right) \theta_{it} \frac{x'_{it}}{p_{jt}} \\ &= \theta_{it} \frac{x'_{it}}{p_{jt}} \sum_i (\eta_{ij} + S_{jt} \eta_{yi}) \end{aligned} \quad (5-2-12)$$

其中, $\eta_{ij} = \frac{\partial x'_{it}}{\partial p_{jt}} \frac{p_{jt}}{x'_{it}}$ 表示商品 i 的需求量对于商品 j 价格的交叉价格弹性, 若 $i=j$, 则表示商品 i 的需求量的自价格弹性; x'_{it} 则表示商品 i 的实际消费量。

第三节 实证分析

根据第二节的理论推导, 若要对反弹效应 (包括直接效应和间接效应) 进行量化, 需要首先求解商品的价格弹性与收入弹性, 因此, 在本部分我们基于 Brannlund 等(2007), 通过建立通过计量模型 (Almost Ideal Demand System (AIDS) model) 进行实证分析以获得中国城镇居民家庭消费的价格弹性与收入弹性。¹

5.3.1 数据

本文的数据既包括居民耐用品也包括非耐用品的消费, 本文研究的是 1986-2007 年中国城镇居民家庭消费的反弹效应, 数据包括城镇居民家庭平均每人全年消费性支出、居民消费价格分类指数, 共有 21 个观测样本, 数据来源于 1987-2008 年各个年份的中国统计年鉴。由于 1994 年以前的年鉴中没有居民消费

¹ 由于《中国统计年鉴》中城乡居民的日常消费分类不同, 因此, 本文将主要针对城市居民进行研究。

价格分类指数的数据，我们用零售品分类价格指数代替。本研究仅针对于城市居民，因为关于农村居民消费的统计数据较为有限且与城市居民消费数据的分类不同，而且，中国城市居民的人均能源消费量为农村居民的 3.5-4 倍（何晓萍等，2009），特别是，中国目前节能政策的关注也主要在城市中。

在中国统计年鉴中，居民家庭消费分类有：食品、服装、住房、水、电力及燃料、家电、医疗、交通与通信、教育和娱乐。基于 Brannlund 等(2007)，我们将人均家庭生活消费分为四大类：食品、交通与通信、居住以及其他，每类商品和服务又分为几个子小类，如表 5-3-1 所示。其中，食品消费分为两个子类：主要食品、烟酒及饮料，其中，主要食品指在总的食品消费中，除烟草、酒及饮料之外的其他食品，包括大米、豆类、油、肉类、蛋、水产品、蔬菜、调味品、糖、水果、蛋糕、牛奶和其他食品；居住则包括住房、水电燃料及家庭设备用品三个子类；交通与通信则分为交通、通信两个子类；其他商品分为：衣着、医疗保健及教育文化娱乐服务。

表 5-3-1 居民生活消费支出的分类

主要类别			
食品	交通与通信	居住	其他
子类别			
主要食品	交通	住房	衣着
烟草、酒及饮料	通信	水电燃料	医疗保健
		家庭设备用品及服务	教育文化娱乐服务

由于所有消费品在生产、分配及消费的过程中会消耗能源，从而产生相应的 CO₂ 排放，由式（5-2-4）我们可计算出各类商品的 CO₂ 排放量。由于中国数据局限性，本文的二氧化碳排放因素借鉴了 Nakamura 和 Otoma's (2004) 中的数据，以及中国和日本的二氧化碳排放强度比率。¹表 5-3-2 显示了 2007 年中国城镇居民对各类商品的消费性支出以及相应 CO₂ 排放量的份额。其中，水电燃料以 7.06% 的消费支出份额却产生了最大比例的 CO₂ 排放量（39.87%），这是由于火

¹ 各类商品的 CO₂ 排放系数来源于 Nakamura 和 Otoma(2004)的数据以及中日两国的 CO₂ 排放强度的比值换算而得。Nakamura 和 Otoma(2004)采用自上而下的模型计算日本各种消费品的 CO₂ 排放系数。

电在全国发电结构中占比最大；¹而交通的消费支出尽管只占总消费支出的 7.87%，但其 CO₂ 排放量的份额却位居第 3 位，占 12.98%；此外，由于在总生活消费中，主要食品的支出比例最大（33.87%），因此也产生较大份额的 CO₂ 排放量（21.21%）。

表 5-3-2 中国城镇居民对各类商品的支出构成及相应 CO₂ 排放的份额（2007）

	消费性支出构成（%）	CO ₂ 排放份额（%）
主要食品	33.87	21.21
烟草、酒及饮料	3.77	0.90
交通	7.87	12.98
通信	6.21	1.80
住房	3.13	0.41
水电燃料	7.06	39.87
家庭设备用品及服务	6.24	6.16
衣着	10.81	5.20
医疗保健	7.25	3.49
教育文化娱乐服务	13.79	7.98

5.3.2 有关家庭需求的计量经济模型

在我们的模型中，假设消费者采用两阶段的预算过程（two-stage budgeting process），如表 5-3-1 所示，首先，消费者在食品、交通与通信、居住及其他这四大类商品中分配其生活消费支出；然后，消费者在每个子小类商品中分配其个人消费品支出。同 Brannlund 等 (2007)一致我们应用 Deaton 和 Muellbauer(1980)提出的几乎理想需求系统（Almost Ideal Demand System, AIDS）模型并将其扩展成两步的 AIDS 模型。²

¹ 中国的资源禀赋决定了火电在电源结构中的重要地位。2007 年，火电发电量占总发电量的 82.90%。
² 两阶段的 AIDS 模型（two-stage AIDS）由 Edgerton 等(1996)提出。

在 AIDS 模型中，第 r 类商品的预算份额构成式为：

$$w_{(r)t} = \alpha_{(r)} + \sum_{s=1}^4 \gamma_{(r)(s)} \ln p_{(s)t} + \beta_{(r)} (\ln x_t - \ln P_t), r = 1, L, 4 \quad (5-3-1)$$

其中， t 表示时间， $w_{(r)}$ 、 $p_{(r)}$ 分别表示第 r 类商品的预算份额及价格指数； x 为人均生活消费总支出； $\ln P_t$ 为 Stone 价格指数，即： $\ln P_t = \sum_r w_{(r)t} \ln p_{(r)t}$ 。¹

在每类商品中，每个子小类商品的需求函数与式（5-3-1）的函数形式相同。因此，我们的计量模型包含五个独立的预算份额方程。由于 AIDS 模型理论上满足需求系统的加总条件、齐次性条件以及对称性条件，因此，我们所估计的每个需求方程需要满足如下的约束条件：

$$(1) \text{ 加总性: } \sum \alpha_r = 1, \sum \beta_r = 0$$

$$(2) \text{ 齐次性: } \sum_{s=1}^4 \gamma_{rs} = 0$$

$$(3) \text{ 对称性: } \gamma_{rs} = \gamma_{sr}, \forall r, s$$

待估计出每个方程的系数后，我们可按照 Edgerton 等（1996）提出的公式计算每类商品的收入弹性和非补偿性需求价格弹性。

$$(1) \text{ 收入弹性: } \eta_r^I = 1 + \frac{\beta_r}{w_r} \quad (5-3-2)$$

$$(2) \text{ 非补偿性需求价格弹性: } \eta_{rs} = \frac{\gamma_{rs} - \beta_r w_s}{w_r} - \delta_{rs} \quad (5-3-3)$$

其中， η_r^I 是收入弹性， η_{rs} 为价格弹性。²

为了计算第 r 类商品中第 i 种商品的总收入弹性，我们将第 r 类商品中第 i 种商品的组内收入弹性(within-group expenditure elasticity)表示为 $\eta_{(r)i}^I$ ，将第 r 类商品的收入弹性表示为 $\eta_{(r)}^I$ ，则我们可采用下式计算第 r 类商品中第 i 种商品的总收入弹性 η_i^I ：

¹ Stone 价格指数也可以用于进行每组内的价格计算。

² 若 $r = s$ ，则 $\delta_{rs} = 1$ ， η_{rs} 表示的是第 r 类商品的自价格弹性；若 $r \neq s$ ，则 $\delta_{rs} = 0$ ，则 η_{rs} 为第 r 类商品的需求量对于第 j 类商品价格的交叉价格弹性。

$$\eta_i^I = \eta_{(r)}^I \eta_{(r)i}^I \quad (5-3-4)$$

同理，我们将第 r 类商品中第 i 种商品的组内价格弹性表示为 $\eta_{(r)ij}$ ，第 r 类商品的价格弹性表示为 $\eta_{(r)(s)}$ ，则第 r 类商品中第 i 种商品的总价格弹性 η_{ij}^1 可由下式计算：

$$\eta_{ij} = \delta_{rs} \eta_{(r)ij} + \eta_{(r)i}^I w_{(s)j} (\delta_{rs} + \eta_{(r)(s)}) \quad (5-3-5)$$

5.3.3 实证分析结果

我们采用中国 1986-2007 年的城镇居民家庭消费的时间序列数据进行实证分析，所估计的 5 个 AIDS 方程的系数结果详见附录 A 中表 A5-1 至表 A5-5。为了检验自相关，通过 4 阶滞后的 Ljung-Box Q 统计量检验显示，在 5% 的显著性水平下无法拒绝原假设，即残差序列不存在自相关。从表 5-3-3 中各系数的 t 统计量可看出，各系数的估计结果在 10% 的水平下显著异于 0。我们也对 AIDS 模型的三个约束条件进行 wald 检验，所有方程的加总性约束均通过了检验，然而，除了食品和交通方程通过了对称性检验，“其他商品”的方程通过了齐次性和对称性检验之外，其他方程的齐次性和对称性约束在 5% 的水平下被拒绝。

从回归方程的 R^2 值来看，除了居住、住房、主要食品这三个方程的 R^2 值分别为 0.53、0.65、0.68，大部分方程的拟合程度较好，其 R^2 值均大于 0.8。根据公式(5-3-4)和(5-3-5)，我们可通过所估计的方程系数结果计算各类商品和各种商品的收入弹性与价格弹性，详见表 5-3-3。如表所示，除了医疗保健外，所有商品的自价格弹性均为负。此外，所有商品的收入弹性均为正，表明商品为正常品。

表 5-3-3 自价格弹性和收入弹性估计结果

	自价格弹性	收入弹性	总自价格弹性	总收入弹性
主要分类（main group）				
食品	-0.67	0.53		
居住	-0.01	0.80		

¹ 注：对于组内价格弹性，我们假设尽管价格变化，该类商品的支出并未发生变化；而对于总价格弹性，则该类商品的支出会由于价格变化而发生相应的变化。

交通与通信	-1.14	1.70		
其他	-0.75	1.34		
食品				
主要食品	-0.69	0.97	-0.65	0.52
烟草、酒及饮料	-0.93	1.29	-0.65	0.69
居住				
住房	-1.20	1.49	-0.92	1.19
水电燃料	-0.30	0.79	-0.04	0.63
家庭设备用品及服务	-0.34	0.99	-0.04	0.80
交通与通信				
交通	-0.01	0.71	-0.07	1.21
通信	-0.11	1.37	-0.20	2.32
其他商品				
衣着	-0.29	0.63	-0.24	0.85
医疗保健	0.28	1.21	0.35	1.63
教育文化娱乐服务	-0.96	1.18	-0.83	1.58

注：表中弹性以 2007 年样本数据计算。

从上表的结果可看出，“食品”类的收入弹性最低，这同我们的预期相符，因为食品属于最基本的生活必需品。而“交通与通信”则具有最高的自价格弹性（-1.14）和收入弹性（1.70）。在主要分类中，“居住”的需求对其自身价格变化并不敏感，仅为-0.01，即当其他条件相同时，“居住”的价格上升 10%，其需求平均会下降 0.1%。

此外，尽管“交通与通信”类具有最高的自价格弹性，“交通”的总自价格弹性仍较低（-0.07），“交通”的组内自价格弹性也很低（-0.01），而在“居住”类中，而“住房”由于具有较高的组内自价格弹性（-1.2），因此，其总自价格弹性最高（-0.92）。由于“居住”的自价格弹性很低，使水电燃料、家庭设备用品的总自价格弹性均较低（-0.04），。而交通与水电燃料的自价格弹性较低则是由于

中国的城市居民交通支出以公共交通为主，且水电燃料和公共交通的行政价格管制也使得这些公共服务对价格变动不敏感。

第四节 模拟分析

在本部分中，我们以第三部分的结果为基础，通过模拟一定的能源效率改进，研究中国城镇居民能源消费的反弹效应并度量直接效应和间接效应的大小。

效率改进总是伴随着单位能源服务成本的下降，然而，很难直接度量成本减少的程度。成本减少，可以被视为是能源服务实际价格的下降，也就是说，当某种能源服务 i 的效率提高后，我们通过降低该能源服务的价格来代替其成本的减少。借鉴 Brannlund et al.(2007)的方法，本文假设能源效率的外生改进为价格减少量的函数。正如前文所述，价格的减少将产生两种效应：一是替代效应，即由于成本的减少，消费者更多地使用该能源服务去替代其他商品，从而部分抵消了预期的节能量；二是收入效应，即能源服务成本的减少提高了消费者的真实收入，导致对该种能源服务及其他商品的需求增加。

在本部分的模拟分析中，假设“交通”中的石油产品及“居住”中的水电燃料的能源利用效率分别提高 30%。¹此外，我们假设当能源效率提高 ψ_i %时，能源成本（能源价格）也相应下降了 ψ_i %。由于在交通运输总成本中，石油成本约占 30%-40%，若我们以 35%计算，则“交通”的成本（价格）最终减少了 $(\psi_i * 0.35) \%$ ²。

5.4.1 模拟方法

当某种商品 i 的能源效率提高了 λ_i （百分比），则商品 i 的新的价格水平为：

$$p_i^1 = p_i^0 (1 - \lambda_i) \quad (5-4-1)$$

这意味着商品 i 所属的第 r 类商品的 Stone 价格指数为：

¹ 能源效率提高 30%的假设主要是基于模拟分析的需要。

² 由于我们的模拟假设能源效率提高 30%，即 ψ_i 为 30，因此，交通成本最终减少了 $(30*0.35)\%=10.5\%$ ，约 10%。

$$\ln p_r^1 = \sum_{i \in r} w_{(r)(i)} \ln p_i^1 \quad (5-4-2)$$

其中, $w_{(r)(i)}$ 表示第 i 种商品的支出占第 r 类商品总支出的初始份额。因此, 总的生活消费的 Stone 价格指数则为:

$$\ln P^1 = \sum_r w_{(r)} \ln p_r^1 \quad (5-4-3)$$

其中, $w_{(r)}$ 表示第 r 类商品支出占总的家庭消费支出的初始份额。在此, 我们假设效率改进所产生的影响完全传导到消费品的价格中, 并不考虑可能产生的一般均衡效应¹。

将式 (5-4-2) 和式 (5-4-3) 代入 AIDS 模型中的第一阶段预算过程, 表明由于价格的变化使消费者对不同类的商品进行重新分配, 即

$$w_{(r)}^1 = \hat{\alpha}_{(r)} + \sum_s \hat{\gamma}_{(r)(s)} \ln p_s^1 + \hat{\beta}_{(r)} (\ln x^0 - \ln P^1) + \hat{\varepsilon}_{(r)}^0 \quad (5-4-4)$$

式 (5-4-4) 中, $\hat{\alpha}$ 表示估计值, 上标 0 则表示总支出是固定的, 而最后一项 $\hat{\varepsilon}_{(r)}^0$ 则反映模型中忽略的随时间变化因素的影响, 并假设该项在整个模拟过程中保持不变。

由于每类商品的份额发生变化, 则此时每类商品的支出为:

$$x_{(r)}^1 = w_{(r)}^1 x \quad (5-4-5)$$

将式 (5-4-5) 代入 AIDS 需求系统的第二阶段预算过程, 我们可得到如下方程:

$$w_{(r)(i)}^1 = \hat{\alpha}_{(r)(i)} + \sum_j \hat{\gamma}_{(r)(j)} \ln p_j^1 + \hat{\beta}_{(r)(i)} (\ln x_{(r)}^1 - \ln p_{(r)}^1) + \hat{\varepsilon}_{(r)}^0 \quad (5-4-6)$$

则消费者对商品 i 真实支出的变化由下式表示:

$$\Delta x_i' = w_{(r)(i)}^1 \frac{x_{(r)}^1}{p_{(i)}^1} - w_{(r)(i)}^0 \frac{x_{(r)}^0}{p_{(i)}^0} \quad (5-4-7)$$

那么, 由支出变化所导致的 CO₂ 排放的变化可定义为:

$$\Delta E_r = \sum_i \theta_i \Delta x_i', i = 1, K, m(r), r = 1, K, 4 \quad (5-4-8)$$

式 (5-4-7) 和式 (5-4-8) 分别表示商品 i 的能源效率改进后所伴随的能源价格减少所导致的商品消费的变化以及 CO₂ 排放量的变化。其中, 式 (5-4-8) 中的 ΔE_r 即为等式 (5-2-3) 中的 ΔE_1 。

¹ 在本研究中, 从效率提升导致的一般均衡效应并没有被考虑, 正如 Brannlund 等人 (2007) 的研究。

5.4.2 模拟结果

表 5-4-1 的结果显示了由于“交通”及“居住”的能源效率提高所导致的商品消费的变化。第一列表示由于交通部门的能源效率改进所伴随的能源成本下降对各类商品消费的影响，其中交通与通信类商品的真实消费增加了 18%，居住类和其他类商品的需求则分别提高了 3.84%、5.79%；然而，食品类商品的需求则下降了 10.09%，这主要是因为食品类商品的需求相对于交通类商品的价格的交叉价格弹性为负。第二列、第三列则分别表示居住部门的效率改进以及交通和居住部门的效率同时改进所伴随的能源成本下降对各类商品消费的影响，其中，交通与通信类商品的需求增加的幅度最大，分别为 17.56%、24.98%；其次则为其其他类商品和居住类商品，而食品类的商品需求则分别下降了 8.91%、9.76%，这主要是源于负的交叉价格弹性。

表 5-4-1 “交通”和“居住”的能源效率提高 30%对各类商品需求的影响

变化率 (%)	交通(%)	居住(%)	交通和居住(%)
Δ 食品	-10.09	-8.91	-9.76
Δ 交通与通信	18.04	17.56	24.98
Δ 居住	3.84	7.33	8.59
Δ 其他	5.79	10.81	10.79

表 5-4-2 中列示了反弹效应的估计结果。公式 (5-4-8) 中， ΔE_r 代表由反弹效应引起的二氧化碳排放的变化量，因此，其抵消了一部分由能效提高(ΔE^0)所应该带来的二氧化碳减排量。因此，我们可以根据公式 (5-2-3) 计算反弹效应的规模。

表 5-4-2 估计的反弹效应 单位：%

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
预期的减排 ΔE^0	反弹 ΔE^1	反弹效应	其中： 直接效应	间接效应
-10.39	2.27	21.86	4.49	17.37

注： ΔE^0 指由能源效率改进所产生的预期 CO₂ 减排的比例。

上表第一列给出了由能源效率改进所产生的预期 CO₂ 减排的幅度。第二列则表示由于能源服务的成本下降带来的 CO₂ 排放增排量，第三列表明 CO₂ 排放的反弹效应约为 21.86%，表明由能效提高带来的实际节能量仅为潜在目标的 78.14%。对比国内的相关研究结果，本文估计的反弹效应低于周勇等（2007）、刘源远等（2008）的估计结果，但考虑到这些研究通常集中在宏观层面（包括了生产部门和生活部门），而我们的实证研究集中于生活部门，且中国的效率改进更多地用于生产部门，因此，我们所估计的反弹效应结果具有一定的合理性。

更进一步地，根据前文所推导的公式（5-2-11）、（5-2-12）、（5-3-1），并基于本文所估计的弹性（包括自价格弹性、交叉价格弹性及收入弹性），我们可量化直接效应和间接效应¹。表 5-4-2 的第四列、第五列表示能源成本下降所产生的直接反弹效应和间接反弹效应分别为 4.49% 和 17.37%，即间接效应大于直接效应，这主要是因为能源服务消费的边际效用会随着需求的增加而递减（Milne 和 Boardman, 2000）。此外，我们所计算的中国的交通以及“水电及燃料”的总自价弹性都很小，是因为政府的行政性定价使大众需求对这些公共服务的价格变化不敏感。于是，由效率改进产生的直接效应将减少，而更多地体现在收入效应上，即对其他商品和服务需求的增加。

第五节 结论与政策建议

中国政府的“十一五”规划中设立了节能减排的目标，而 2010 年是“十一五”的最后一年，要完成既定目标，任务艰巨。目前，中国政府一方面动用各种行政手段以积极推动节能减排，另一方面却为了保证经济增长、保持工业部门竞争力、以及维护社会稳定而压低能源价格。因此，有必要通过对反弹效应的研究来理解为何政府的节能（提高能效）目标很可能无法达到预期效果。以反弹效应为出发点，本文的研究将表明政府目前的节能政策需要能源价格改革的配套政策予以支持。

本文的研究主要关注于以下三个方面：第一，基于中国城镇居民的时间序列数据，对反弹效应的规模大小进行实证研究；第二，扩展了 Brannlund 等（2007）

¹ 所计算的弹性中，包含自价弹性、价差价格弹性以及收入弹性。

的研究，以本文的理论推导为基础，进一步衡量了反弹效应中直接效应与间接效应的大小，结果表明，中国的反弹效应约为 22%，而直接效应和间接效应则分别为 4.5%和 17.4%；第三，研究了中国的二氧化碳减排问题，作为目前最大的二氧化碳排放国，中国的碳减排问题备受关注，而本文的研究表明，由于反弹效应的存在，为达到既定的减排目标，必须要同时实施提高能效和能源价格改革的政策。另外，本文也深入研究了直接反弹效应与间接反弹效应。

由于反弹效应的存在，当前中国的核心问题已经变成如何制定低碳转型的合理政策措施。这些措施可以分为两个层面：市场为导向的和行政手段为主的。市场为导向的政策，比如能源价格改革通常会提高能源价格，改变政府压低经济体能源成本的现状，以刺激企业和个人从降低自身成本的角度出发节能减排。特别是在中国，提高能源价格，能够使之更合理地反映资源稀缺与环境成本。而政府的行政手段，则主要包括投入节能减排资金、绿色贷款、采取特殊政策等等。政府目前的低碳转型重心主要是在第二层面。然而，与行政手段相比，市场为导向的政策更有效率并且更能够符合节能减排的原始目标。而且，行政手段的实施往往带来较高的管理成本。

反弹效应的政策含义包括：首先，在制定提高能源效率的政策时应充分考虑反弹效应，能更加准确地衡量和评估可能取得的节能效果；其次，由能效改善带来的真实的节能效果必须在考虑反弹效应的基础上精确估算，同样地，反弹效应的存在也对能效提高带来的碳排放减少量的估计造成一定困难；最后，无论是否存在反弹效应，能效提高一般都与提高消费者生活质量相关，因此，即使目前中国的能源价格政策改革相对缓慢，节能政策仍需努力推广。

中国的“十一五”规划中，节能减排目标由中央政府分解分配给地方政府，地方政府再进一步分配给不同部门。虽然行政手段取得了一定效果，然而，仍与预期存在一定差距，特别是在反弹效应存在的情况下。并且，行政措施的推行带来了较大的经济与社会成本，且效果不可持续。反弹效应的存在证明，中国的节能减排政策需要实施配套的能源价格改革政策。综上所述，本文的研究表明，2011-2015 年间的“十二五”规划中必须有相应的能源价格改革来支持节能减排的要求。

本章参考文献：

- Bentzen,J., 2004. Estimating the rebound effect in US manufacturing energy consumption. *Energy Economics* 26, 123-134.
- Berkhout,P.H.G., Muskens,J.C.,Velthuijsen, J.W.,2000.Defining the rebound effect. *Energy Policy* 28, 425-432.
- Binswanger,M.,2001.Technological progress and sustainable development: what about the rebound effect? *Ecological Economics* 36 , 119-132.
- Brannlund,R., Ghalwash,T., Nordstrom J., 2007. Increased energy efficiency and the rebound effect: Effects on consumption and emissions. *Energy Economics* 29, 1-17.
- Deaton, A., Muellbauer, J., 1980. An almost ideal demand system. *The American Economic Review* 70, 312-326.
- Edgerton, D.L., Assarsson, B., Hummelrose, A., Laurila, L.P., Richertsen, K., Vale, P.H., 1996. *The econometrics of demand systems: with applications to food demand in the Nordic countries*. Kluwer Academic Publishers, Boston.
- Greening L.A., Greene D.L., Difiglio C.,2000, Energy efficiency and consumption: The rebound effect: a survey. *Energy Policy* 26, 389-401.
- Grepperud S., Rasmussen I., 2004, A general equilibrium assessment of rebound effects, *Energy Economics* 26, 261-282.
- Harry D. S.,2000, A view from the macro side: rebound, backfire, and Khazzoom-Brookes, *Energy Policy* 28,39-449.
- Henly, J., Ruderman, H., Levine, M.D., 1988. Energy saving resulting from the adoption of more efficient appliances: a follow-up. *The Energy Journal* 9, 163-170.
- Jevons,S.,1865.The Coal Question-Can Britain Survive? Macmillan [Extracts in *Environment and Change* 1974]. from Herring ,1998:Does energy efficiency save energy?
- Joyashree R.,2000.The rebound effect: some empirical evidence from India. *Energy Policy* 28, 433-438.

- Khazzoom, D.J., 1980. Economic implications of mandated efficiency standards for household appliances. *Energy Journal* 1, 21–40.
- Lovins, A.B., 1988. Energy saving from more efficient appliances: another view. *Energy Journal* 155-162.
- Madlener, R., Alcott, B., 2009. Energy rebound and economic growth: A review of the main issues and research needs. *Energy*, 34(3): 370-376..
- Milne, G., Boardman, B., 2000. Making cold homes warmer: the effect of energy efficiency improvements in low-income homes. *Energy Policy* 28, 411-428.
- Mizobuchi K., 2008. An empirical study on the rebound effect considering capital costs. *Energy Economics* 30, 2486-2516.
- Nakamura, M., Otoma, S., 2004. Analysis of CO₂ emission originating from household consumption, taking the attributes of families into account. *Environmental Science* 17, 389–400.
- Nansai, K., Moriguchi, Y., Touno, S., 2002. Embodied Energy and Emission Intensity Data for Japan Using Input-Output Tables. National Institute for Environmental Studies.
- National Bureau of Statistics of China, 1987-2008. Urban household annual per capita living expenditures. (in Chinese)
- Reinhard, H., Peter, B., 2000. The rebound effect for space heating: empirical evidence from Austria. *Energy Policy* 28, 403-410.
- Roy, J., 2000. The rebound effect: some empirical evidence from India. *Energy Policy* 28, 433-438.
- Saunders, H., 1992. The Khazzoom-Brookes Postulate and Neoclassical Growth. *Energy Journal* 13(4), 131-148.
- Saunders, H., 2000a. A view from the macro side: rebound, backfire and Khazzoom–Brookes. *Energy Policy* 28, 439–449.
- Saunders, H., 2000b. Does predicted rebound depend on distinguishing between energy and energy services? *Energy Policy* 28, 497–500.
- Sorrell, S., Dimitropoulos, J., in press. The rebound effect: microeconomic definitions, limitations and extensions.

Ecological Economics.

Washida, T., 2006. Economy wide model of rebound effect for environmental efficiency, 3rd World Congress Environmental and Resource Economists. Kyoto: Japan.

National Bureau of Statistics of China, 1987-2008. Consumer price indices by category. (in Chinese).

何晓萍、刘希颖、林艳苹，2009：《中国城市化进程中的电力需求预测》，《经济研究》第1期。

刘源远；刘凤朝，、基于技术进步的中国能源消费反弹效应——使用省际面板数据的实证检验，《资源科学》2008年第9期。

周勇，林源源，技术进步对能源消费回报效应的估算，《经济学家》2007年第2期。

附录 A

表 A5-1 主要类别（main group）需求系统的参数估计结果（1986-2007）

	常数	食品价格	居住价格	其他商品价格	支出	R ²
食品	0.861 (43.370) ^{***}	0.058 (2.331) ^{**}	-0.036 (-1.645) [*]	-0.049 (-2.203) ^{**}	-0.175 (-14.640) ^{***}	0.96
居住	0.261 (8.885) ^{***}		0.157 (2.697) ^{***}	-0.084 (-1.494)	-0.033 (-2.099) ^{**}	0.53
其他	0.061 (2.055) ^{**}			0.116 (1.975) [*]	0.110 (6.588) ^{***}	0.93

注：括号内为 t 统计值，***、**、* 分别表示结果在 1%、5%、10% 水平上显著。

表 A2 食品类需求系统的参数估计结果（1986-2007）

	常数	主要食品价格	支出	R ²
主要食品	0.911 (182.393) ^{***}	0.034 (8.593) ^{***}	-0.029 (-5.359) ^{***}	0.69

注：括号内为 t 统计值，***、**、*分别表示结果在 1%、5%、10%水平上显著。

表 3 居住类需求系统的参数估计结果（1986-2007）

	常数	住房价格	水电燃料价格	支出	R ²
住房	0.134 (10.991) ^{***}	-0.020 (-2.646) ^{**}	0.004 (0.534)	0.093 (5.115) ^{***}	0.65
水电燃料	0.262 (10.573) ^{***}		0.263 (5.557) ^{***}	-0.091 (-1.894) [*]	0.89

注：括号内为 t 统计值，***、**、*分别表示结果在 1%、5%、10%水平上显著。

表 4 交通类需求系统的参数估计结果（1986-2007）

	常数	交通价格	支出	R ²
交通	0.471 (22.981) ^{***}	0.462 (4.741) ^{***}	-0.162 (-11.852) ^{***}	0.83

注：括号内为 t 统计值，***、**、*分别表示结果在 1%、5%、10%水平上显著。

表 5 其他类需求系统的参数估计结果（1986-2007）

	常数	衣着价格	医疗保健价格	支出	R ²
衣着	0.717 (47.974) ^{***}	0.198 (2.512) ^{**}	-0.224 (-2.710) ^{***}	-0.124 (-6.807) ^{***}	0.90
医疗保健	-0.045 (-2.816) ^{***}		0.302 (3.043) ^{***}	0.048 (2.126) ^{**}	0.96

注：括号内为 t 统计值，***、**、*分别表示结果在 1%、5%、10%水平上显著。

附录 B

若我们假设 P_E 是外生的，并给定 $E = \frac{S(p)}{\varepsilon}$ 和 $p = \frac{P_E}{\varepsilon}$ ，则等式 (5-2-2) 的推导如下：

$$\eta_\varepsilon(E) = \frac{\partial E}{\partial \varepsilon} \frac{\varepsilon}{E} = \frac{\varepsilon}{E} \left[-\frac{S}{\varepsilon^2} - \frac{\partial S}{\partial p} \frac{\partial p}{\partial \varepsilon} \right] = \frac{\varepsilon}{E} \left[-\frac{S}{\varepsilon^2} - \frac{1}{\varepsilon} \frac{P_E}{\varepsilon^2} \frac{\partial S}{\partial p} \right] = -\frac{S}{\varepsilon E} - \frac{P_E}{\varepsilon^2 E} \frac{\partial S}{\partial p} = -1 - \frac{\partial S}{\partial p} \frac{p}{S}$$

并且，若能源效率 ε 是固定不变的，则我们可得如下关系：

$$\eta_p(S) = \frac{\partial S}{\partial p} \frac{p}{S} = \frac{\partial \varepsilon E}{\partial (P_E / \varepsilon)} \frac{P_E / \varepsilon}{\varepsilon E} = \frac{\partial E}{\partial P_E} \frac{P_E}{E} = \eta_{P_E}(E)$$

因此，这意味着等式 (5-2-1) 是等式 (5-2-2) 的特例 (Kenichi Mizobuchi, 2008)。